



UNIVERSIDAD NACIONAL DE ROSARIO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ESTADÍSTICA

ELASTICIDADES DE LA DEMANDA MUNDIAL DE
LÁCTEOS ARGENTINOS: UN ESTUDIO
MICROECONOMÉTRICO

TESIS PRESENTADA POR RODRIGO GARCÍA ARANCIBIA
PARA OBTENER EL GRADO DE DOCTOR EN ECONOMÍA

DIRECTOR: GUSTAVO EDUARDO ROSSINI, PH.D.(*IECAL-FCE, Universidad
Nacional del Litoral*)

Co-DIRECTORA: EDITH DEPETRIS GUGUET, PH.D.(*IECAL-FCE,
Universidad Nacional del Litoral*)

2015

Agradecimientos

En primer lugar quisiera agradecer a la Dra. Edith Depetris Guiguet, que desde el inicio de mi carrera académica siempre estuvo presente, compartiendo su conocimiento y experiencia, siendo una guía crucial para la realización de mis estudios de posgrado y para mi formación como docente e investigador. Sin su confianza, apoyo y atención, este trabajo no hubiera sido posible.

Agradezco la disposición y paciencia de mi director de tesis el Dr. Gustavo Rossini, atendiendo siempre a mis consultas, brindándome un apoyo fundamental para el desarrollo de la tesis doctoral.

Quiero expresar mi gratitud al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), por el financiamiento otorgado para la realización de mis estudios de doctorado por el período de cinco años. También al Instituto de Economía Aplicada Litoral (IECAL) de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional del Litoral por proporcionarme un lugar de trabajo para desarrollar mi labor académica.

A todo el equipo de trabajo del IECAL por su excelente compañerismo, teniendo siempre su apoyo y disposición para discutir resultados de las investigaciones que condujeron a esta tesis.

Agradezco a mis padres, hermanos y demás familiares que siempre estuvieron para alentarme en mis estudios y en mi carrera.

Por último, quiero expresarles mi enorme gratitud y dedicarles este trabajo a mis amores, Natalia y Cosme, quiénes me brindan su comprensión e incondicional amor todos días.

Resumen

Considerando la importancia creciente que tiene el mercado internacional para el sector lácteo argentino, el objetivo de la presente tesis es conocer las elasticidades de la demanda externa de las exportaciones lácteas que realiza el país al resto del mundo. Por tal motivo se proponen diferentes modelos y métodos de estimación para datos de panel y series temporales, en función de la elasticidad de demanda específica que se desea conocer, y de la disponibilidad de datos para cada caso.

En primer lugar, en base al denominado enfoque de *medidas de desempeño*, se realiza un análisis de evaluación de la competitividad de las exportaciones, mostrando su relevancia en la producción láctea total y en la balanza comercial global, con indicadores alternativos que buscan medir la evolución competitiva del sector. En este capítulo se busca mostrar la importancia de la demanda externa para el sector lácteo argentino.

Seguidamente, en el capítulo 2, se propone un modelo basado en el denominado enfoque de Armington para estudiar la demanda láctea de determinados países en un marco de modelos de datos de panel asumiendo preferencias de sustitución constante (CES) por parte del país comprador. Básicamente este enfoque brinda una propuesta teórica y metodológica para estudiar la demanda en países donde la periodicidad de datos mensuales o cuatrimestrales, para obtener series más largas, es prácticamente imposible. Específicamente se estiman las demandas de importaciones de leche en polvo entera (LPE) de Argelia, Senegal y Venezuela, y la de quesos de Rusia y México; todos destinos relevantes de las exportaciones lácteas argentinas.

En el capítulo 3 se propone un modelo uni-ecuacional para estudiar la demanda mundial de lácteos argentinos *vis à vis* sus competidores, usando nuevamente un enfoque de datos de panel, estimándose elasticidades precio-propias y cruzadas, la elasticidad de sustitución y la elasticidad-gasto para leche en polvo y quesos. Adicionalmente se analizan los efectos de las denominadas variables *gravitacionales* y de bloques comerciales, como el Mercosur.

Por último, en el capítulo 4 se estiman sistemas de demanda basados en el enfoque de sistemas casi ideales de demanda para importaciones, bajo la hipótesis

armingtoniana de diferenciación por orígenes. En este caso se trabaja con datos mensuales, analizando puntualmente los mercados de lácteos importados de Brasil y Chile, utilizando técnicas específicas de estimación de sistemas de ecuaciones con series temporales. De aquí se obtienen diferentes elasticidades que permiten evaluar el potencial competitivo en dichos mercados en relación a otros exportadores relevantes como Uruguay, Estados Unidos y países de la Unión Europea.

Palabras Clave: * Competitividad Internacional *Enfoque de Armington *Sistemas de Demanda de Importaciones *Modelos Microeconómicos *Elasticidad de Sustitución *Elasticidad-Precio *Elasticidad-Gasto.

Clasificación JEL: D12, F10, F14, Q11, C23, C32.

Índice general

Agradecimientos	2
Resumen	3
Introducción	11
1. Demanda Externa y Competitividad Sectorial	19
1.1. Introducción	19
1.2. Relevancia de las Exportaciones en el Sector Lácteo Argentino . .	21
1.2.1. La Exportación en la Oferta Total	24
1.2.2. Contribución de la Balanza Sectorial	27
1.3. Características Generales de las Exportaciones Lácteas	29
1.4. Competitividad de los Lácteos Argentinos	33
1.4.1. Participación en el Mercado Mundial	33
1.4.2. Ventajas Competitivas Reveladas	36
1.5. Transmisión de Precios	41
1.6. Conclusiones	44
2. Elasticidades de Armington de Importadores Lácteos	46
2.1. Introducción	46
2.2. Marco Teórico	49
2.2.1. El Enfoque de Armington	49
2.2.2. Modelo Teórico de Demanda de Importadores de Lácteos .	52
2.3. Metodología	55
2.3.1. Modelos Econométricos	55
2.3.2. Descripción de Datos y Variables	60
2.4. Resultados	68
2.4.1. Modelos Estimados	68
2.4.2. Elasticidades	79
2.5. Conclusiones	84

3. La Demanda Mundial de Lácteos Argentinos: Un Enfoque Unie-	
cuacional	86
3.1. Introducción	86
3.2. Modelos Teóricos	88
3.2.1. Especificación CES Homotética	89
3.2.2. Especificación CES Generalizada	90
3.3. Estrategia Empírica	92
3.4. Resultados	98
3.4.1. Coeficientes de la Demanda	98
3.4.2. Análisis de las Elasticidades	103
3.5. Conclusiones	110
4. Demanda de Lácteos Argentinos en Sudamérica: Un Enfoque con	
Sistemas	114
4.1. Introducción	114
4.2. Sistema Casi Ideal de Demanda de Importaciones por Orígenes . .	117
4.3. Metodología	121
4.3.1. Datos y Variables	121
4.3.2. Modelos Econométricos y Estimación	126
4.4. Resultados	131
4.4.1. Demanda Brasileira de Lácteos	131
4.4.2. Demanda Chilena de Lácteos	143
4.5. Conclusiones	153
5. Conclusiones Generales	156
A. Tablas Auxiliares	176

Índice de Figuras

1.1. Evolución de las Exportaciones Lácteas Argentinas. Período 2000-2014	22
1.2. Evolución Mensual de la Producción Primaria de Leche (millones de litros). Período 2000-2013	23
1.3. Consumo Anual de Lácteos por Habitante (en litros equivalentes). Período 2000-2013	23
1.4. Contribución de la Balanza Sectorial Láctea a la Balanza Global. Período 2000-2013	28
1.5. Principales Destinos de las Exportaciones de LPE. Promedio 2003-2013	31
1.6. Principales Destinos de las Exportaciones de Quesos. Promedio 2003-2013	32
1.7. Concentración-Diversificación de los Países de Destino de las Exportaciones Lácteas. Promedio 1999-2013	33
1.8. Participación de las Exportaciones Lácteas Argentinas en las Exportaciones Lácteas Mundiales (en %). Período 2000-2013	35
1.9. Evolución de las Ventajas Competitivas Reveladas de los Lácteos Argentinos- <i>VCR</i> Simétrico y Acotado	40
1.10. Evolución del Precio de las Exportaciones Lácteas en Equivalentes Litros y Precio al Productor Primario	42
2.1. Cantidad, Valor Importado y Participación de la LPE Argentina en el Mercado Argelino. Período 1999-2013	62
2.2. Cantidad, Valor Importado y Participación de la LPE Argentina en Senegal. Período 1999-2013	62
2.3. Cantidad, Valor Importado y Participación de la LPE Argentina en Venezuela. Período 1999-2013	63
2.4. Cantidad, Valor Importado y Participación de los Quesos Argentinos en Rusia. Período 2002-2013	65
2.5. Cantidad, Valor Importado y Participación de los Quesos Argentinos en México. Período 1999-2013	65

2.6. Ratio Concentración del Mercado/Elasticidad-Precio. Importadores de LPE	82
2.7. Ratio Concentración del Mercado/Elasticidad-Precio. Importadores de Queso	83
3.1. Elasticidad-precio Propia de la LPE Argentina en Países Importadores Específicos	106
3.2. Elasticidad-precio Propia de Quesos Argentinos en Países Importadores Específicos	106
3.3. Posicionamiento en los Mercados Mundiales de LPE. Ratio IC_m^a .	108
3.4. Posicionamiento en los Mercados Mundiales de quesos. Ratio IC_m^a	108
4.1. Participación de Argentina en las Importaciones Lácteas de Brasil (ω_a^i)	124
4.2. Participación de Argentina en las Importaciones Lácteas de Chile (ω_a^i)	125

Índice de Tablas

1.1. Participación de los Litros Exportados en la Producción Total Lechera y su Elasticidad	26
1.2. Contribución Relativa a la Balanza Comercial (<i>CRBC</i>)	29
1.3. Principales Productos Lácteos Exportados. Participación Porcentual en las Exportaciones Lácteas (en %)	30
1.4. Participación Porcentual de las Exportaciones Lácteas Argentinas en el Mundo	35
1.5. Índice de Ventajas Competitivas Reveladas de Balassa. Período 2000-2013	39
1.6. Test de Causalidad de Granger y Transmisión de Largo Plazo	43
1.7. Impacto de Corto Plazo de los Precios de Exportación sobre los Precios al Productos. Resultados del MEC	43
2.1. Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de LPE de Argelia	69
2.2. Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de LPE de Senegal	71
2.3. Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de LPE de Venezuela	73
2.4. Test de Hausman y de Correlación Serial. Producto: Leche en Polvo Entera (LPE)	74
2.5. Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de Quesos de Rusia	76
2.6. Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de Quesos de México	78
2.7. Test de Hausman y de Correlación Serial. Producto: Quesos	79
2.8. Elasticidades de Armington: Sustitución y Precio	80
3.1. Países Importadores de LPE Argentina. Promedios Anuales. Período 1999-2013	94
3.2. Países Importadores de Quesos Argentinos	94

3.3. Parámetros Estimados de la Demanda Mundial de LPE	99
3.4. Parámetros Estimados de la Demanda Mundial de Quesos	100
3.5. Elasticidades de la Demanda Mundial de Lácteos Argentinos	104
3.6. Elasticidades-precio Propias y Variables Gravitacionales de los Im- portadores	110
4.1. Resumen Estadístico de la Participación de Mercado y de los Pre- cios. Período 2002-2014	123
4.2. Parámetros del Sistema de Demanda de Importaciones Lácteas de Brasil	133
4.3. Parámetros del Sistema de Demanda de Importaciones de Brasil. Sólo Quesos	135
4.4. Contraste de Autocorrelación, Homogeneidad y Simetría. Deman- da de Brasil	136
4.5. Elasticidades Gasto ($\eta_{i,h}^G$) y Precio Propias ($\eta_{h,h_{NC}}^{i,i}$ & $\eta_{h,h_C}^{i,i}$). De- manda de Brasil	137
4.6. Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda de Importaciones Lácteas. Brasil	141
4.7. Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda Brasileira de Quesos Importados	142
4.8. Parámetros del Sistema de Demanda de Importaciones Lácteas de Chile	145
4.9. Parámetros del Sistema de Demanda Importaciones de Chile. Sólo Quesos	146
4.10. Contraste de Autocorrelación, Homogeneidad y Simetría. Deman- da de Chile	147
4.11. Elasticidades Gasto ($\eta_{i,h}^G$) y Precio Propias ($\eta_{h,h_{NC}}^{i,i}$ & $\eta_{h,h_C}^{i,i}$). De- manda de Chile	150
4.12. Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda de Importaciones Lácteas de Chile	151
4.13. Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda Chilena de Quesos Importados	152
A.1. Test de Raíces Unitarias. Precio de Exportación y Precio al Productor	176
A.2. Resultados de los Modelos de Cointegración entre Precios	176
A.3. Resumen Estadístico. Mercado de LPE Importada. Argelia	177
A.4. Resumen Estadístico. Mercado de LPE Importada. Senegal	179
A.5. Resumen Estadístico. Mercado de LPE Importada. Venezuela	180
A.6. Resumen Estadístico. Mercado de Quesos Importados. Rusia	182
A.7. Resumen Estadístico. Mercado de Quesos Importados. México	184

Introducción

El sector lácteo de Argentina tiene una gran importancia para el desarrollo del país por el valor agregado interno que genera tanto como por las divisas que ingresan por el comercio exterior, canalizando en sus exportaciones hasta un 20 por ciento de la producción nacional. A pesar de que la oferta láctea de Argentina tiene como destino predominante el mercado doméstico, la demanda externa tiene una gran relevancia para el sector lácteo en su conjunto, jugando un rol crucial en la determinación de precios de la cadena (Rossini et al., 2013; Vicentin Masaro et al., 2013).

Los principales productos lácteos que han logrado posicionarse en los mercados internacionales con un buen desempeño competitivo son la leche en polvo entera (LPE) y los quesos. Sin embargo, han tenido algunos altibajos debido a fluctuaciones en precios internacionales, cambios de políticas comerciales en torno a las exportaciones, shocks climáticos internos y cambios de la demanda externa, con la incorporación de nuevos e importante compradores en el escenario alimentario global.

Mientras que las exportaciones de LPE y quesos han mostrado una tendencia creciente en los últimos quince años, en leche en polvo descremada (LPD) tal evolución no es tan favorable, y en manteca la exportación en volúmenes es pequeña y muestra una gran volatilidad (Depetris Guiguet et al., 2010). A pesar de ello, las exportaciones lácteas en general han revelado un buen desempeño competitivo, mostrando un cierto estancamiento en los últimos años luego de las mejoras crecientes en competitividad a partir de 1995 (Depetris Guiguet et al., 2009a; 2009b).

El desempeño competitivo de una nación en el comercio de un bien, queda caracterizado por la capacidad que tiene tal sector productivo de incrementar y mantener su participación en los mercados. Los determinantes del mismo pueden ser múltiples factores asociados a variables macroeconómicas, a precios de los factores, a los recursos naturales y a la política gubernamental, entre otros. Sin embargo, no existe una teoría convincente que la explique completamente, aunque sí una serie de atributos o factores amplios característicos de un país (Porter, 1990).

Siguiendo el enfoque porteriano, uno de los factores cruciales que determinan la competitividad de un sector, está dado por las condiciones de demanda. Las demandas doméstica y externa representan una de las señales más importante para la toma de decisiones de los productores sobre las estrategias de precios a seguir (si son los industriales, dado que los primarios son tomadores de precios), sobre el monto de inversiones a realizar para lograr economías de escala que respondan ahorrativamente a las expansiones, y sobre las innovaciones a introducir en productos y procesos ante cambios en los gustos y exigencias de los demandantes. Particularmente, resulta de gran interés el cálculo de las elasticidades de las demandas, dado que éstas permiten describir cuantitativamente la respuesta de los consumidores ante cambios en el precio del producto, en su ingreso y demás factores que entran como argumentos explicativos de la demanda.

Para el sector lácteo argentino, existe una vasta literatura donde se analiza la evolución de su desempeño competitivo, con una descripción cabal de la demanda internacional como factor clave de la competitividad (e.g. Depetris Guiguet et al., 2009a; 2011; 2012; entre otros). Por otra parte, una serie de trabajos proponen modelos explicativos para analizar la oferta exportable de la industria a los mercados internacionales, pero sin abordar cuestiones específicas del comportamiento de los países demandantes (García Arancibia et al., 2013; Depetris Guiguet et al., 2013; Coronel et al., 2014). Por el lado de la demanda de productos lácteos, las investigaciones académicas se han focalizado en la demanda interna (e.g. Lema et al., 2005; Rossini et al., 2008; García Arancibia et al., 2009). Sin embargo no se encuentran estudios que estimen el comportamiento de los compradores mundiales de lácteos argentinos ante variaciones en los precios relativos y demás variables que afectan al comercio, lo que resulta de gran importancia para un análisis completo de la demanda, y con ello de las posibilidades competitivas del sector. Por ello, la presente tesis doctoral está enfocada en cubrir tal vacío, proponiendo a su vez metodologías novedosas para el estudio de la demanda internacional y obtención de diferentes elasticidades relevantes para el conocimiento del comportamiento de países compradores de lácteos argentinos.

En particular, se busca contribuir a la literatura existente mediante la introducción de modelos y métodos para el estudio de la demanda mundial de lácteos desde una perspectiva microeconómica, considerando a Argentina y demás competidores, diferenciando entre los importadores más relevantes, dada la heterogeneidad económica, social y cultural que tienen los países con los que se comercia.

En términos generales, bajo esta línea metodológica, existen antecedentes de trabajos que analizan mercados lácteos en los que, o bien Argentina no coloca sus productos, como ser la UE (Feleke et al., 2005; Soregeroli y Trévisiol, 2005;

Balagtas et al., 2006), o si bien son mercados en los que el país participa, como ser México (Ramirez y Wolf, 2008) pero no es incorporado en el análisis como un origen específico de las importaciones.

Teniendo en cuenta que un país tiene un fuerte potencial competitivo en un mercado importador si la demanda por su producto es relativamente insensible ante cambios en su precio y sensible a cambios en el precio del producto del país competidor; y a su vez se incrementa cuando el gasto en las importaciones es mayor (Yang y Koo, 1994), la investigación doctoral se realiza modelando y estimando la demanda de importaciones lácteas en los mercados relevantes para el país.

Por lo tanto, el objetivo general de este trabajo de tesis es conocer las elasticidades de la demanda externa de los principales productos lácteos exportados por Argentina. Como objetivos específicos se proponen:

- Establecer la relevancia de conocer la demanda de las exportaciones lácteas argentinas como condicionante crucial de la competitividad sectorial.
- Especificar y estimar modelos de demanda para mercados específicos a fin de conocer la elasticidad precio de la demanda en determinados países importadores donde la disponibilidad de datos resulta dificultosa.
- Proponer un modelo uni-ecuacional de la demanda mundial de lácteos argentinos que comprenda a la mayoría de los compradores y a los países que compiten con sus exportaciones, con el fin de obtener elasticidades-precio propias, cruzadas y elasticidades-gasto.
- Conocer el efecto de variables gravitacionales y de acuerdos comerciales sobre la demanda mundial de lácteos argentinos, y sus elasticidades.
- Conocer las elasticidades derivadas de sistemas completos de demanda de importaciones lácteas.
- Caracterizar el nivel de competitividad en los mercados internacionales mediante indicadores basados en las elasticidades estimadas, que sirvan de base para la toma de decisiones, elaboración de estrategias e implementación de políticas por parte del sector privado y público, en pos de fortalecer el desempeño competitivo del sector.

Por lo tanto, este trabajo tiene como meta principal cuantificar la respuesta de demanda de los países importadores de los lácteos de Argentina ante cambios en los precios, y a su vez conocer como se distribuye entre los diferentes países oferentes, un mayor gasto en lácteos en el mercado externo en cuestión. Adicionalmente, se consideran otros aspectos que determinan a la demanda como ser el

idioma en común, la distancia y los acuerdos comerciales, variables comúnmente denominadas *gravitacionales*. De esta forma, el trabajo además de aportar elementos para el estudio de las características de la demanda de lácteos en los mercados mundiales, intenta brindar una guía para las futuras estrategias de ventas de los productores nacionales a los fines de posicionarse competitivamente con sus exportaciones, como así también para las políticas públicas relacionadas con el sector. De forma complementaria se busca también brindar modelos generales para aplicar ante diferente disponibilidad de datos.

Para lograr tales cometidos se proponen diferentes especificaciones microeconómicas, pasando de modelos uni-ecuacionales a sistemas de demanda, con metodologías que involucran datos de panel a estimación de sistemas con series temporales. En todo momento se busca que los modelos planteados sean consistentes con la teoría económica, presenten una especificación parsimoniosa para su estimación, y que de la misma se logre un buen ajuste estadístico para una representación correcta de los datos de comercio revelados.

Con esto se quiere enfatizar el carácter *estructural* de esta tesis doctoral, donde las diferentes elasticidades estimadas son derivadas de modelos microeconómicos basados en una cierta especificación de las preferencias de los compradores mundiales, y siguiendo los supuestos de homogeneidad, homoteticidad, curvatura y simetría, entre otros, que son impuestos por la teoría misma. En contraposición a este enfoque, se encuentran los modelos puramente empíricos, en los cuales se plantean la relaciones funcionales estadísticas, y las variables a incluir son incorporadas *ad hoc* respondiendo a determinadas asociaciones basadas en hechos estilizados o empíricos, buscando ajustar los datos de los volúmenes de comercio pero sin asumir un proceso explícito de generación de los mismos que parta estrictamente de la teoría económica. Dentro de esta línea se encuentran las especificaciones log-lineales de Houthakker y Magee (1969) y varios trabajos más recientes aplicados a diferentes sectores (e.g. Armah y Epperson, 1997; Onunkwo y Epperson, 2000; Bahmani-Oskooee y Wang (2007), Wong, 2008; Zeng et al., 2012; Kang, 2012; entre otros) y al sector lácteo argentino en particular (Coronel y García Arancibia, 2011; Coronel et al., 2014). Sin ánimo de invalidar esta línea de trabajo para la estimación de elasticidades relevantes del comercio, en el presente se adopta un enfoque más estructural cuya principal ventaja reside en que las relaciones causales son determinadas *a priori* por la teoría, siguiendo una pauta comportamental de los agentes. Por ello, el análisis de causalidad es directo una vez conocidos los parámetros de las demandas derivadas al asumir el proceso de generación de los datos empíricos a partir de las ecuaciones estructurales del modelo (Reis y Wollak, 2008).

La tesis está organizada en cuatro capítulos empíricos sobre la demanda ex-

terna de las exportaciones lácteas argentinas. La lectura de cada capítulo puede realizarse de forma independiente, a pesar de que existan algunas referencias cruzadas entre ellos. Si bien no están anidados, el orden de los capítulos sigue una lógica que responde al mayor grado de detalle para estudiar la demanda en el mercado mundial.

El Capítulo 1 consiste en un estudio del rol que tiene la demanda externa para la sector lácteo nacional. Se evalúa su importancia como destino de la oferta láctea total, como así también su contribución a la balanza comercial del país y su relación con otros sectores agro-alimentarios que poseen un importante perfil exportador. También se describen las características que tienen las exportaciones lácteas, en términos de los principales productos que compiten en los mercados internacionales, como de los destinos más relevantes de las exportaciones. Mediante el uso de indicadores alternativos, se evalúa el desempeño competitivo que han tenido en el mercado internacional, y su evolución en el período 2000-2013. Este capítulo termina con un análisis de transmisión de los precios en la cadena. Específicamente, se muestra la relevancia de las variaciones en los precios de las exportaciones para la determinación de precios del eslabón primario de la cadena láctea. Por lo tanto, el objetivo específico de este capítulo es justificar la importancia de estudiar la demanda externa de los productos lácteos argentinos, por el papel en la competitividad del complejo lácteo en su conjunto.

Los siguientes tres capítulos están destinados a la estimación de funciones de demanda de importaciones, bajo diferentes marcos teóricos y metodológicos. Sin embargo, en todos ellos se adopta la hipótesis de Armington (1969) según la cual, los diferentes orígenes de las importaciones de los países demandantes son percibidos por éste como productos diferenciados. Esta diferenciación por orígenes es incorporada en todos los modelos propuestos, con una tasa de sustitución endógena estimada *a posteriori* bajo contextos de análisis alternativos.

Puntualmente, en el Capítulo 2 se propone un modelo para estimar funciones de demanda de importaciones lácteas para países que son relevantes para la Argentina y cuya disponibilidad de datos con periodicidad menor que la anual resulta muy dificultosa. Bajo un marco de datos de panel se estiman las denominadas elasticidades de Armington (sustitución y precio) asumiendo preferencias de elasticidad de sustitución constante para el país importador. Específicamente se estiman demandas de LPE de Argelia, Senegal y Venezuela, y para los quesos se consideran Rusia y México. Además de los precios, se incorporan otras variables que, se asume, son determinantes de ciertos parámetros de las preferencias de los importadores, tales como el idioma en común, la existencia de acuerdos comerciales y de períodos coyunturales, controlando por los efectos específicos que tienen determinados exportadores de lácteos relevantes a nivel mundial como

Oceanía y la Unión Europea. Se utilizan modelos y métodos alternativos para datos de panel, evaluando la performance de cada uno de ellos para ajustar los datos de comercio. Con las elasticidades estimadas y el grado de concentración de exportadores, se construye un indicador para medir el grado de competencia existente en cada mercado.

En el Capítulo 3 se presenta un modelo para estudiar la demanda mundial de lácteos argentinos exclusivamente, considerando los principales países importadores. También se considera el efecto de los competidores en los distintos mercados vía un índice de precios que los representa. Adoptando preferencias de elasticidad de sustitución constante, se proponen dos especificaciones, una homotética, y otra más flexible, no homotética. También en este caso, la demanda mundial se modela para ser implementada con datos de panel. Además de los precios relativos, el idioma, la distancia y la existencia de bloques o acuerdos comerciales son incorporados como co-variables de control de la demanda. A partir de este modelo se obtienen la elasticidad de sustitución, la elasticidad-precio propio y cruzada para la demanda de lácteos argentinos. Las mismas son computadas a un nivel promedio, como también diferenciando para cada país comprador. Adicionalmente se estudia la asociación entre las elasticidades-precio y las variables gravitacionales de los países demandantes.

Por último, en el Capítulo 4 se modelan las demandas de importaciones lácteas por parte de Chile y Brasil. En base a un enfoque de Sistemas Casi Ideales de Demanda de Deaton y Muellbauer (1980) para el análisis de las importaciones diferenciadas por orígenes (Yang y Koo, 1994). Para cada país se especifican dos sistemas tomando a la Argentina como origen central y considerando competidores específicos tales como Uruguay, la Unión Europea y Estados Unidos, o bien agrupando a los competidores en una sola categoría. Uno de los sistemas es para partidas lácteas más agregadas (leche en polvo y quesos), y otro específico por tipos de quesos. Utilizando una base de datos desagregada de periodicidad mensual, se estiman los sistemas de demanda incorporando variables de estacionalidad y tendencia además de los precios propios, cruzados y del gasto total en importaciones. De estos modelos se obtienen las elasticidades-precio propias y cruzadas *marshallianas* y *hicksianas*, como así también la elasticidades-gasto.

En base a los modelos teóricos adoptados y a la literatura existente, es que se proponen a lo largo de la tesis las siguientes hipótesis generales de trabajo:

- (A) La demanda externa, a pesar de ser un canal minoritario de la oferta láctea total, resulta crucial para la competitividad de toda la cadena láctea argentina.
- (B) Las demandas internacionales de productos lácteos son sensibles a cambios

en los precios relativos de las importaciones, respondiendo de forma inversa ante variaciones de éstos.

- (C) En los mercados más tradicionales como destinos de las exportaciones de Argentinas, se revela un mayor desempeño competitivo, considerando tanto su participación en el mercado como la elasticidad de los compradores.
- (D) En mercados donde Argentina tiene mayor participación, las elasticidades de sustitución y precio cruzadas son más bajas.
- (E) En mercados con una oferta más atomizada (i.e. con un mayor número de exportadores) se revelan mayores elasticidades-precio propias y cruzadas.
- (F) El idioma en común favorece la demanda láctea.
- (G) La mayor distancia entre países tiene un impacto negativo sobre la participación del exportador en el mercado comprador.
- (H) Los bloques y acuerdos comerciales impactan significativamente, y de forma positiva, en la demanda láctea.
- (I) Las políticas comerciales de retenciones y aranceles, se ven reflejadas en la participación que tiene Argentina en los mercados internacionales.
- (J) Las elasticidades derivadas de los diferentes modelos teóricos y métodos de estimación, son consistentes en términos de su interpretación económica.
- (K) La elasticidad-gasto es mayor en productos más diferenciados como los quesos respecto a productos más homogéneos como la leche en polvo.
- (L) Para un determinado importador, diferentes productos del mismo origen son complementarios (elasticidad-precio cruzada negativa), siendo sustitutos en caso de ser diferentes países de origen (elasticidad-precio cruzada positiva).

Cada una de estas hipótesis está asociada más a un capítulo que a otro, mientras que algunas son más generales, englobando a más de un capítulo.

Por último, es necesario realizar algunas aclaraciones sobre cuestiones formales de la presentación de la tesis. En primer lugar, en toda la tesis, tanto en tablas, figuras como texto, se adopta el sistema decimal con puntos (".") , utilizando las comas (",") para denotar miles. La adopción de esta notación responde a que los software utilizados en la tesis (**Stata** y **R**) se manejan con entradas de datos y salidas de resultados tomando al punto como decimal, al ser éste mas aceptado en la comunidad académica mundial. En segundo lugar, en términos generales se

procuró trabajar con la mayor actualización de los datos de acuerdo a la disponibilidad del momento. Específicamente, el período de análisis cubre desde el año 2000 hasta el de mayor actualización respecto a la base que se está utilizando para describir algún fenómeno o estimar los modelos propuestos. En algunos casos se extiende hasta 2014, mientras que en otros la mayor actualización es hasta 2013 o 2012. Adicionalmente, para algunos modelos se toma a partir del año 1999 debido a que algunas variables se definen en términos de un rezago, permitiendo con ello incorporar el año 2000 para las estimaciones.

Capítulo 1

Demanda Externa y Competitividad Sectorial

1.1. Introducción

El estudio de la demanda externa de un sector específico puede englobarse en un marco de análisis más general, específicamente en el estudio de la competitividad sectorial. Una posición estable en mercados internacionales junto con la posibilidad de ganar participación en los mismos, no solo tiene un efecto directo al ampliar la demanda total que enfrenta el sector, sino que le permite a éste obtener un mayor control sobre lo que se termina ofertando internamente para un nivel dado de demanda doméstica, y así evitar posibles situaciones de sobreoferta con su consiguiente efecto sobre precios y rentabilidad del sector. Para el país en su conjunto, buenas condiciones de demanda externa sectorial implican un mayor ingreso de divisas y recaudación fiscal, con efectos positivos sobre el nivel de empleo y crecimiento de la economía.

En los estudios de competitividad, un marco de análisis generalmente adoptado es el de Porter (1990) quien identifica los nodos que deben tenerse en cuenta como factores determinantes de la competitividad, y que constituyen en sí mismos el denominado *diamante porteriano*. El objetivo general de un análisis de competitividad sectorial es conocer los principales determinantes del éxito de las empresas del sector y cómo, a través de ciertas políticas gubernamentales, es posible potenciar su desempeño competitivo.

El primer paso necesario para el análisis es precisar qué se entiende por ‘competitividad’, puesto que no existe consenso sobre una definición de tipo universal que englobe los diferentes enfoques que se proponen. Siguiendo a Depetris Guiguet et al. (2011), en el presente estudio se seguirá una definición bastante general que permite comprender varias construcciones para su medición como para el análisis

de los factores que intervienen en el proceso de generación de ventajas competitivas, y en particular de la demanda externa. Específicamente, se considera que una industria es competitiva cuando tiene la capacidad de mantener e incrementar su participación en los mercados domésticos e internacionales (Agriculture Canada, 1991). La noción de ‘participación’ dada en esta definición, indica que la competitividad tiene un carácter relativo. Si el estudio se concentra sobre una industria o sector en particular, el mismo debe contemplar el resto de los sectores del país, pues en principio compiten en la asignación de recursos que se van a destinar a las distintas actividades. A su vez, industrias paralelas pueden servir de complemento al sector en cuestión, apoyando y/o potenciando su desempeño competitivo. Por otra parte, debe incorporarse la relación que existe entre el país en cuestión y los demás países competidores que salen a ofrecer productos de la misma industria, los que a su vez mantienen un cierto posicionamiento respecto a sus restante sectores exportadores. De aquí surge que cualquier análisis de competitividad debe involucrar la comparación de la importancia relativa del sector entre países. Por lo tanto existen dos dimensiones generales dadas por las relaciones entre la industria de interés con los demás sectores de la economía doméstica, y la relación de este posicionamiento con el que mantienen los países extranjeros que salen a competir en los mercados internacionales.

Con esta definición de competitividad, comprendiendo el sector en relación al mundo y a los otros sectores, el primer interrogante que surge es si el sector lácteo ha sido competitivo en los últimos años y como ha sido su evolución. Esto sugiere la obtención de medidas que permitan resumir la noción de competitividad, a la vez de que posibiliten detectar los factores que en principio explicarían lo que la medida de competitividad revela. Siguiendo la propuesta de Depetris Guiguet et al. (2009a; 2011), en esta tesis, se integrarán dos enfoques complementarios, aunque focalizado a la relación del sector lácteo argentino en los mercados internacionales:

1. El enfoque de *medidas de desempeño*: Con éste se busca obtener descripciones cuantitativas y sintéticas, con indicadores parsimoniosos y representativos de las variables que involucran al concepto de competitividad.
2. El enfoque de estudio del *proceso de competitividad*. En este caso se busca detectar qué factores inciden en el proceso por el cual la industria logra alcanzar un mayor desempeño.

El presente capítulo adopta el enfoque de *medidas de desempeño* con el fin de justificar el estudio específico de los factores determinantes de la demanda externa (i.e. análisis del *proceso de competitividad* de un nodo del diamante porteriano), lo que constituye el eje central de la tesis doctoral.

Específicamente, se busca cuantificar la evolución del desempeño competitivo

del sector en los mercados internacionales, y su contribución sectorial vía precios, y global a través de la balanza comercial. Este análisis preliminar se considera necesario para darle fundamento al estudio de la demanda externa de productos lácteos por la importancia que tiene para el sector y el país en su conjunto, en términos de su desempeño competitivo; más allá de la justificación académica que merita la propuesta de modelos simples y parsimoniosos para estudiar a la demanda externa de sectores específicos dada la disponibilidad de datos con la que se cuenta para el país.

Cabe aclarar que para el análisis de la evolución del desempeño competitivo del sector lácteo mediante indicadores, existe una serie de investigaciones sobre las que se basa el presente capítulo (Depetris Guiguet et al., 2008, 2009b, 2010, 2012). Aquí se realiza una actualización de algunos indicadores (con nuevos datos), integrándolos con otras nuevas medidas aquí presentadas.

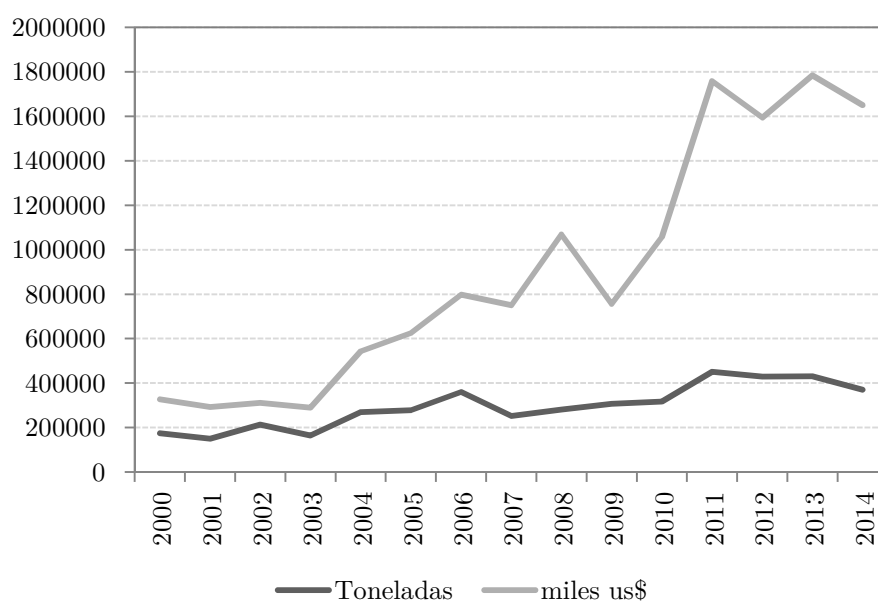
Lo que resta del presente capítulo se organiza de la siguiente manera: En la siguiente sección se analiza la importancia de la exportación en la oferta láctea total, y su rol en la Balanza Comercial (BC) del país. Luego se realiza una caracterización de las exportaciones lácteas según productos y países de destinos. Posteriormente se presenta un análisis de la evolución de su desempeño competitivo revelado en los mercados internacionales, para finalizar con un análisis de transmisión de precios que muestra la importancia del mercado internacional en la determinación de precios de toda la cadena láctea nacional.

1.2. Relevancia de las Exportaciones en el Sector Lácteo Argentino

El mercado internacional de lácteos ha presentado históricamente características muy particulares y restrictivas, donde Argentina se ha logrado insertar mayormente con *commodities*, en particular leche en polvo y algunos tipos de quesos. En los últimos quince años la demanda internacional de alimentos, incluyendo los lácteos, se ha fortalecido, representando una oportunidad para las regiones exportadoras (García Arancibia et al., 2013).

La evolución de las exportaciones lácteas argentinas ha mostrado una clara tendencia creciente en los últimos 15 años, principalmente en el período posterior a la crisis acontecida en 1999-2002, con la subsiguiente devaluación de la moneda en 2002 y posterior recuperación e inicio de un proceso de crecimiento continuado de la economía. En la figura 1.1 se puede observar que el crecimiento de las exportaciones se da hasta 2011, donde alcanzado un cierto nivel, permanecen relativamente estables con una pequeña caída hacia 2014.

Figura 1.1: Evolución de las Exportaciones Lácteas Argentinas. Período 2000-2014



Fuente: Elaboración propia en base a datos de MinAgri (2014).

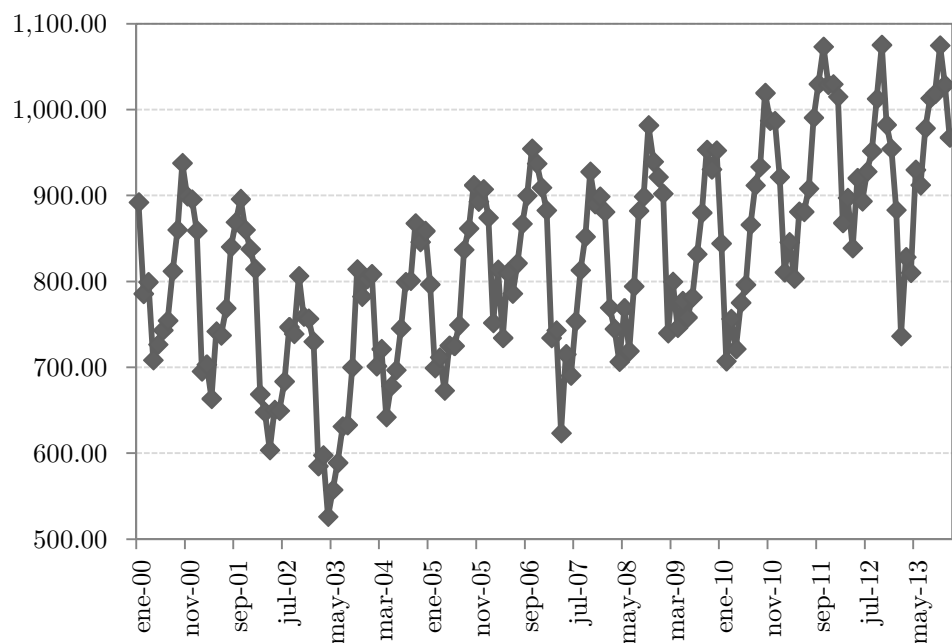
Al comparar la evolución de las toneladas exportadas con los valores de las mismas, se observa un crecimiento mucho mayor del valor exportado, lo que responde al fuerte incremento de precios internacionales de las *commodities* lácteas. En todo el período 2000-2014 la cantidad exportada de productos lácteos llega a duplicarse pasando de doscientas mil toneladas a principios de 2000, alcanzando las cuatrocientas mil toneladas en 2013. Al mismo tiempo, el valor F.O.B. de las mismas llega a cuadruplicarse, y en particular entre 2003 y 2011, cuando el precio de exportación pasa de 1,760 dólares la tonelada en 2003 a 4,000 dólares en 2011, manteniéndose por encima de este valor entre 2012 y 2014.

En la figura 1.2 se puede observar que este crecimiento experimentado en las exportaciones industriales lácteas se vio acompañado por un incremento en la producción primaria de leche cruda, pasando de un promedio de 687 millones de litros entre 2002 y 2003 a más de 900 millones en 2013. Sin embargo, si se toma el año 2000, con una producción anual promedio de 800 millones de litros, se observa un incremento de apenas el 13 por ciento en la producción primaria de leche.

Por el lado del mercado doméstico, entre 2000 y 2012 hay una caída en el consumo per cápita de productos lácteos (en términos de litros equivalentes) pasando de un promedio anual de 231 litros por habitantes en 2000 a 216 litros en 2012; transitando por una fuerte caída en el período de crisis y una continuada recuperación posterior.

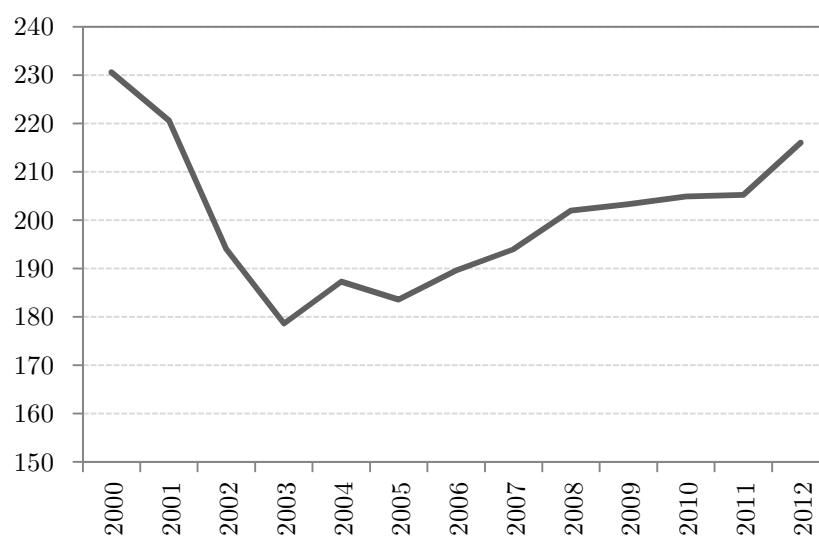
Si bien las tres series mostradas están en diferentes unidades de medida, la

Figura 1.2: Evolución Mensual de la Producción Primaria de Leche (millones de litros). Período 2000-2013



Fuente: Convenio S.A.G.P. y A. - CIL - FIEL. Año 2013: Subsecretaría de Lechería.

Figura 1.3: Consumo Anual de Lácteos por Habitante (en litros equivalentes). Período 2000-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de MinAgri (2014).

evolución de las mismas permite ver que la importancia de las exportaciones ha crecido en relación a la demanda doméstica, y que este crecimiento de los volúmenes exportados ha sido acompañado por un incremento en la producción de su materia prima fundamental. Seguidamente se realiza un análisis más detallado sobre el rol de las exportaciones en la producción total láctea, proponiendo algunas medidas para cuantificar la dinámica de las exportaciones en la oferta del sector.

1.2.1. La Exportación en la Oferta Total

Una medida de la relevancia de las exportaciones lácteas como factor de competitividad es su participación en la producción láctea total. Dada una cantidad de litros de leche cruda para industrializar, una porción de la oferta láctea va destinada al mercado doméstico e inventarios, mientras que el resto constituye la oferta exportable. Por lo tanto, la evolución de la participación de las exportaciones en la oferta láctea total, es una medida aproximada de la importancia que tienen los mercados externos para dar salida a los productos a fin de mantener precios aceptables en el mercado doméstico, dado los niveles de precios internacionales de las principales *commodities* lácteas. Claramente, si la relevancia de las exportaciones en la oferta total es despreciable y decreciente, poco sentido tiene estudiar al mercado externo como determinante de la competitividad del sector. Por el contrario, a medida que mayor sea el peso de las exportaciones en las ventas totales de la industria doméstica, más importante se vuelve el estudio de la demanda externa y mayor impacto tendrá ésta y la evolución de los precios internacionales sobre el desempeño competitivo sectorial.

En primer lugar, dadas las diferentes unidades de medidas que generalmente presentan la producción primaria (litros de leche) e industrial (e.g. litros, kilogramos y unidades) y los volúmenes vendidos en los mercados internacionales (e.g. kilogramos o toneladas y valores F.O.B), un primer paso para construir un indicador que represente la importancia del comercio en la oferta total, es uniformar la unidad de medida de la cantidad ofertada por la industria.

Una metodología que permite representar a la oferta del complejo lácteo en términos generales e involucra cuestiones tecnológicas propias del sector, es uniformar toda la producción en términos de litros equivalentes de leche cruda (García Arancibia et al., 2013; Depetris Guiguet et al., 2013). Es decir, para una tecnología dada, cuál es el requerimiento de leche cruda para producir un cierto vector de productos lácteos industriales. Estas ponderaciones tecnológicas son comúnmente denominadas *coeficientes de conversión*, y difieren entre las distintas empresas del sector de acuerdo a su nivel de eficiencia técnica y a los productos lácteos

específicos que fabrica. Sin embargo, al estudiar la industria a nivel agregado es necesario tomar un vector de coeficientes de conversión que represente a la industria láctea argentina en su conjunto, y principalmente considerando que las firmas de mayor tamaño tienen más participación en la oferta total, contemplando un mix específico de los principales productos lácteos exportados. Suponiendo que $\mathbf{x}_L = (x_1, \dots, x_{N_x})$ es el vector de las cantidades exportadas (en kilos) de los principales N_x productos lácteos, y w_i es el peso que tiene el lácteo i en las exportaciones totales $\sum_j^{N_x} x_j$ con $i = 1, \dots, N_x$, luego si θ_i es el coeficiente de conversión de litros equivalentes del lácteo i , las exportaciones del mix de productos lácteos expresadas en litros equivalentes vendrá dada por:

$$X_t^L = \sum_{i=1}^{N_x} w_{it} \theta_i x_{it}. \quad (1.1)$$

Luego, dado el nivel total de leche cruda Q_t^L en el periodo T , la proporción (porcentual) de litros equivalentes industrializados que son destinados a la exportación queda definida por

$$\varpi_{X,t}^L = 100 \times \frac{X_t^L}{Q_t^L}. \quad (1.2)$$

De acuerdo a su importancia relativa, los productos lácteos de exportación incluidos en el mix \mathbf{x}_L son: Leche en Polvo Entera (LPE), Leche en Polvo Descremada (LPD), Manteca, Quesos de Pasta Blanda, Quesos de Pasta Semidura, Quesos de Pasta Dura, Mozzarella y Quesos Frescos. Para convertir el volumen de exportaciones de productos lácteos en litros equivalentes de leche cruda se realizó una búsqueda de los coeficientes de conversión para cada producto de fuentes públicas como ser la Oficina Nacional de Control Agropecuario (ONCCA), el Instituto Nacional de Tecnología Industrial (INTI) y la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentos de la Nación (SAGPyA). Se analizó el promedio, eligiendo luego la fuente más conveniente al compararlo con su promedio y en base a consultas particulares de expertos relacionados con la industria láctea. De aquí, los coeficientes de conversión (θ_i) seleccionados, medidos en litros por kilogramo, son: 13.4 para Quesos de Pasta Dura, 10 para Quesos de Pasta Semidura, 8.06 para Quesos de Pasta Blanda, Mozzarella y Quesos Frescos, 10.3 para manteca, 8.32 para Leche en Polvo Entera y 12.5 para Leche en Polvo Descremada.

En el tabla 1.1 se presenta la evolución de este indicador ϖ_X^L para el período 2000-2012. Se observa que entre 2000 y 2006, la proporción que ocupan los litros equivalente exportados se duplica. Mientras que entre 2000-2001 se exportaba aproximadamente un 15 por ciento de los litros de leche industrializados, en 2006 (período pico) esta proporción alcanza el 32 por ciento. Luego en 2007, la importancia de las exportaciones en los litros industrializados baja al 20 por ciento, lo

Tabla 1.1: Participación de los Litros Exportados en la Producción Total Lechera y su Elasticidad

Año	$\varpi_X^L = 100 \times \frac{X^L}{Q^L}$	$\% \Delta Q^L$	$\% \Delta X^L$
2000	16.07		
2001	13.68	-3.48	-17.82
2002	22.43	-9.98	47.55
2003	18.09	-6.77	-24.82
2004	26.05	15.31	66.05
2005	28.91	3.54	14.90
2006	31.90	7.04	18.13
2007	20.03	-6.24	-41.13
2008	24.50	5.07	28.53
2009	26.94	0.45	10.43
2010	19.91	2.52	-24.22
2011	25.46	8.72	39.03
2012	24.04	1.19	-4.46
Elasticidad $\tilde{\epsilon}_{X,Q}$			
2000-2003	1.34		
2004-2006	3.70		
2008-2011	6.09		

Fuente: Elaboración propia.

que concuerda con la implementación de diferentes medidas de políticas restrictivas de las exportaciones, como ser las retenciones aplicadas en dichos período y la política de precios de corte¹. Como se observa en las columnas de las variaciones porcentuales de Q^L y X^L , desde 2004 a 2006, tanto la producción primaria como las exportaciones crecieron, aunque estas últimas lo hicieron en mayor proporción, y en 2007 ambas disminuyen, pero la cantidad de litros exportables responde de forma más acentuada, disminuyendo en más del 40 por ciento la cantidad de litros equivalentes enviados al exterior. Posteriormente, seguido de la quita de tales restricciones al comercio y de precios internacionales favorables, las exportaciones como proporción de los litros de leche industrializados logran recuperarse a un total de 25 por ciento en 2011 y 2012.

En la misma tabla 1.1 se presentan unas elasticidades “naive” para diferentes períodos de tiempo en donde se observan diferentes tendencias del sector respecto a la producción y al comercio exterior. Tales elasticidades son calculadas simplemente de la forma $\tilde{\epsilon}_{X,Q} = \frac{\Delta X^L}{\Delta Q^L}$, y muestran el porcentaje de cambio de la cantidad de litros equivalente exportados cuando la producción total de leche cambió en un 1 por ciento para un intervalo de tiempo dado². Para el período

¹Para mayor detalle de las medidas de política que afectaron al sector en dicho período ver Depetris Guiguet et al., 2011

²Esta forma de estimación de elasticidades totales, está basada en la metodología propuesta por Barr et al. (2011) para elasticidades de uso de la tierra.

de crisis de 2000-2003, se observa que a excepción de 2002, tanto la producción como las exportaciones caen. La elasticidad muestra una caída mayor en estas últimas en aproximadamente un 30 por ciento. Luego, en el período de auge de las exportaciones, se observa que ante un incremento del 10 por ciento en la producción primaria de leche cruda, las exportaciones crecieron en un 37 por ciento. A su vez, luego de la fuerte caída en 2007 en la producción y en las exportaciones, entre 2008-2012 se observa una mayor respuesta de las exportaciones a medida que la producción primaria de leche cruda continúa creciendo. En particular, la elasticidad $\tilde{\epsilon}_{X,Q}$ muestra que para este período, las exportaciones se incrementaron en un 6 por ciento por cada 1 por ciento de aumento de la producción total de litros de leche cruda a industrializar. De esta manera, se observa que a través del tiempo, la oferta exportable es cada vez más elástica a cambios en la producción primaria de litros de leche. Esto subraya la importancia creciente que tiene el canal externo para dar salida a un incremento de la producción lechera que es industrializada.

Por lo tanto, estos resultados muestran que la relevancia de las exportaciones, en términos de la proporción de litros de leche equivalentes que tienen tal destino, han mostrado un importante crecimiento en los últimos años, observándose una respuesta más que proporcional ante incrementos en la producción total de lácteos en litros de leche equivalentes.

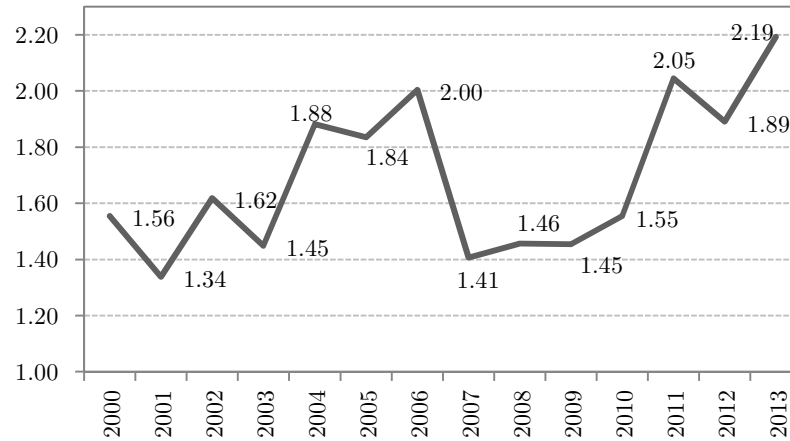
1.2.2. Contribución de la Balanza Sectorial

Un indicador que busca medir la importancia de las exportaciones lácteas por su contribución a la balanza comercial de la economía en general, es el denominado indicador de Contribución de la Balanza Comercial (*CBC*) propuesto por Depetris Guiguet et al. (2011). Específicamente, dado que las importaciones lácteas que realiza Argentina son prácticamente nulas, tal indicador vienen dado por:

$$CBC_{a,L} = \frac{\sum_{l=1}^L p_{al}^x x_{al}}{\sum_j p_{aj}^x x_{aj}}, \quad (1.3)$$

donde L es la cantidad de lácteos exportados, el subíndice a denota a Argentina, $l \in L$ en un determinado lácteo comúnmente exportado (i.e. LPE, LPD, manteca, quesos, etc.), p_{aj}^x denota el precio F.O.B. recibido por las exportaciones argentinas del bien x_{ja} . De esta manera, el numerador es el valor del comercio de los lácteos exportados, mientras que el denominador es el valor total de las exportaciones realizadas por Argentina del total de bienes o de un subconjunto agregado de este. En la Figura 1.4 se presenta la evolución de este indicador mostrando una tendencia creciente con valores que van del 1.34 al 2.19 por ciento de

Figura 1.4: Contribución de la Balanza Sectorial Láctea a la Balanza Global. Período 2000-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade(2014).

las exportaciones totales que realiza Argentina. Dado que en este período hubo un crecimiento general del comercio, se concluye que los lácteos han mejorado su posicionamiento, principalmente luego de la caída abrupta acontecida en 2007. Es decir, que la contribución que realizan los lácteos a la balanza comercial del país ha sido creciente, con un mejor desempeño relativo en los últimos años.

Otra medida que contribuye a comprender la importancia del sector en el comercio, es la Contribución Relativa a la Balanza Comercial (Depetris Guiguet et al., 2011) que consiste en comparar la contribución a la BC de los lácteos respecto a la contribución de algún otro sector, a fin de obtener alguna medida comparativa entre sectores específicos, principalmente del rubro agroalimentario. Tal medida es simplemente el cociente entre el indicador CBC del sector lácteo y el de otro sector k con el que se desea comparar, i.e.

$$CRBC_{a,L,k} = \frac{CBC_{a,L}}{CBC_{a,k}} = \frac{\sum_{l=1}^L p_{al}^x x_{al}}{p_{ak}^x x_{ak}} \quad (1.4)$$

En la tabla 1.2 se presenta este indicador para el caso de $k=Cereales, Carnes, Oleaginosas, Aceites$. Los valores del indicador muestran que el sector lácteo en su conjunto contribuye menos que estos sectores agregados. Así, por ejemplo, la contribución de los lácteos a la balanza comercial es equivalente al 25 por ciento aproximadamente de la contribución que realizan los cereales. Para el caso de las carnes, en 2011 el indicador se acerca a 1, lo que significa que ambos sectores (lácteos y carnes) realizaban un aporte similar en la BC. Respecto a los aceites, uno de los productos agro-industriales con mayor nivel de competitividad internacional, los lácteos han mostrado una mejora creciente en términos de su contribución a la BC. Para el caso de las semillas y frutos oleaginosos, se revela

Tabla 1.2: Contribución Relativa a la Balanza Comercial (*CRBC*)

Lacteos vs.	<i>Cereales</i>	<i>Oleaginosas</i>	<i>Carnes</i>	<i>Aceites</i>
2009	0.2519	0.4089	0.3921	0.1808
2010	0.2291	0.1984	0.6251	0.2040
2011	0.2048	0.2864	0.9013	0.2441
2012	0.1608	0.4036	0.8502	0.2584
2013	0.2089	0.3753	0.8920	0.3283

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC(2015)

una mejora a partir de 2011, luego de una disminución en 2010. Por lo tanto, interpretando al índice *CRBC* como una medida de competitividad relativa, se puede concluir que los lácteos en los últimos años han perdido competitividad respecto a los cereales, pero han mejorado respecto a carnes, semillas y frutos oleaginosos, y aceites. Claramente, el sector que revela el mayor deterioro en términos de su contribución a la BC, es el de las carnes.

Por lo tanto, en términos generales, los indicadores *CBC* y *CRBC* muestran que los lácteos han incrementado su importancia relativa en el comercio internacional, aún respecto a sectores con un sólido posicionamiento competitivo como aquéllos del complejo oleaginoso.

1.3. Características Generales de las Exportaciones Lácteas

Antes de analizar la evolución del desempeño competitivo del sector en los mercados internacionales, conviene observar cómo es la composición de las exportaciones lácteas en términos de los principales productos específicos con los que compite Argentina en los mercados internacionales, y cuáles son los principales destinos de las mismas. Con esto se busca tener una caracterización de las exportaciones lácteas, para dar fundamento a la elección de productos y destinos-mercados sobre los que se focaliza la tesis.

En la tabla 1.3 se observa la evolución de la participación (en el valor F.O.B.) de los cuatro principales productos lácteos exportados: leche en polvo entera (LPE), leche en polvo descremada (LPD), quesos y manteca. Claramente la LPE constituye la principal *commodity* láctea, representando en promedio el 70 por ciento del valor total de las exportaciones de los cuatro productos considerados. Luego de una reducción en su participación al 63 por ciento en 2008, comienza a crecer hasta alcanzar el 71.3 por ciento en 2012 y 69.61 por ciento en 2013. Por su parte, el porcentaje de las exportaciones de LPD, ha mostrado un claro

comportamiento decreciente, pasando de representar el 15.98 por ciento en 2001, al 4.6 por ciento en 2012, aumentando a 8.77 por ciento en 2013. Por el contrario, los quesos han mostrado una evolución favorable en cuanto a su representación en el valor total de las exportaciones lácteas, pasando de 18.87 por ciento en 2001 a casi el 28 por ciento en 2009 (año pico), disminuyendo luego a 21.1 por ciento en 2013. Por otro lado, la manteca es el producto de menor representación entre los cuatro productos, apenas superando el 1 por ciento del total (entre los años 2007-2010) cayendo luego al 0.51 por ciento en 2013.

Tabla 1.3: Principales Productos Lácteos Exportados. Participación Porcentual en las Exportaciones Lácteas (en %)

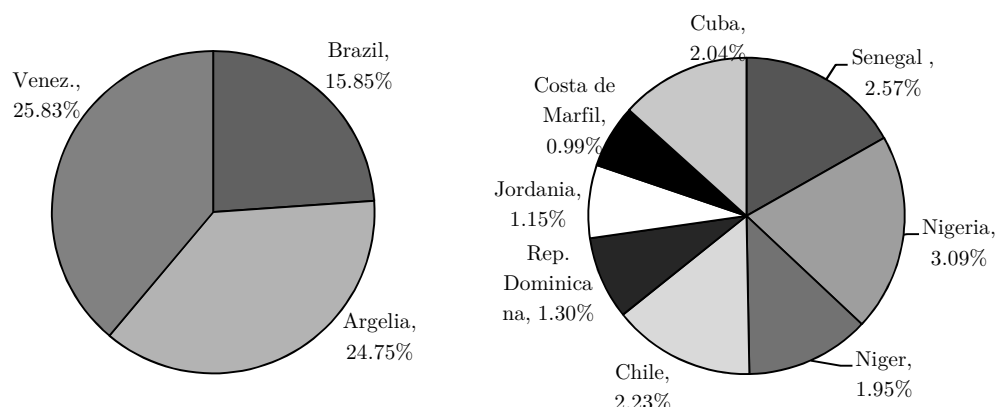
Año	LPE	PLD	Quesos	Manteca
2000	64.55	14.38	20.61	0.46
2001	64.84	15.98	18.87	0.31
2002	69.45	10.92	19.37	0.27
2003	70.52	8.28	21.00	0.21
2004	74.93	6.81	18.07	0.20
2005	67.29	6.01	26.23	0.47
2006	68.75	6.97	23.54	0.74
2007	62.95	6.43	29.45	1.17
2008	62.98	8.09	27.32	1.61
2009	65.24	5.24	27.97	1.55
2010	63.60	8.51	26.70	1.19
2011	69.83	5.68	23.76	0.72
2012	71.13	4.60	23.56	0.71
2013	69.61	8.77	21.10	0.51

Fuente: Elaboración propia. Base Comtrade(2015)

De esta manera se observa que, en términos del peso que tienen en el valor de las exportaciones, los principales productos son la LPE y los quesos, en los cuales se concentran los siguientes capítulos de la tesis, incluyendo a la LPD en el capítulo 4 de la misma.

Respecto a los destinos de las exportaciones, en términos generales se observa que tres o cuatros destinos suelen concentrar más del 50 por ciento del valor total de las exportaciones, que a pesar de ir variando año a año, la predominancia de ciertos destinos es bastante estable. En la figura 1.5, se observa que Argelia, Brasil y Venezuela son destinos que han concentrado el 66.5 por ciento de las exportaciones totales de LPE en el promedio del período 2003-2013, alcanzando el 74 por ciento en 2013. Del gráfico de torta izquierdo se observa que en promedio la mayor participación la tiene Venezuela con el 25.83 por ciento, Argelia con el 24.75 por ciento, seguido de Brasil con el 15.85 por ciento. Con anterioridad a 2003, Argelia y Brasil constituían los principales destinos, a tal punto que en 2002,

Figura 1.5: Principales Destinos de las Exportaciones de LPE. Promedio 2003-2013



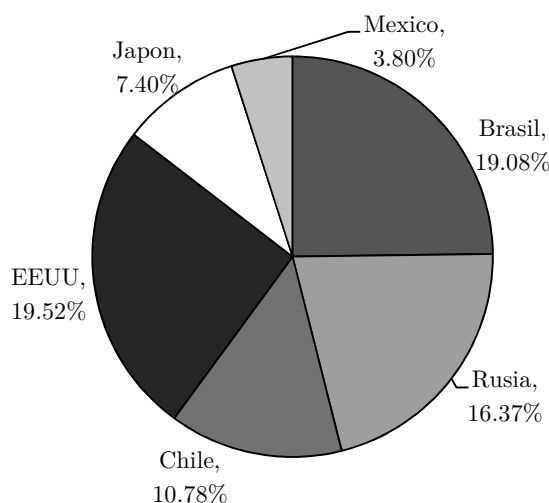
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade(2014).

entre ambos, representaban más del 65 por ciento. A partir de 2004, Venezuela comienza a estar entre los tres principales destinos, y desde 2010 comienza a ser el primero del ranking que antes lideraba Argelia.

Además de estos tres importantes destinos, existen una serie de países sudamericanos y africanos que son compradores regulares de Argentina, y que en conjunto representan entre el 15 y 20 por ciento del valor total exportado, encontrándose entre el cuarto y décimo lugar en el ranking de destinos según la participación de las exportaciones. La participación de algunos de éstos en el total, promediando el período 2003-2013, se muestran en el gráfico de torta a la derecha en la figura 1.5. Entre estos destinos minoritarios, los más relevantes son Nigeria, Senegal, Chile y Cuba, exportando en promedio entre el 2 y 3 por ciento de las exportaciones anuales totales de LPE. A éstos le siguen Níger, República Dominicana, Jordania y Costa de Marfil. Existen otros destinos con participaciones similares a estos últimos que no son presentados en esta figura, pero que en determinados años han sido más relevantes, como Omán, el Líbano, Emiratos Árabes, Bangladesh, Perú y Paraguay; y últimamente países como China y Singapur, con una representación del 6.23 y 1.4 por ciento respectivamente, para el año 2013.

Para los quesos (figura 1.6), existen seis destinos principales que terminan concentrando el 77 por ciento de las exportaciones anuales, tomando el promedio para el período 2003-2013. Entre Estados Unidos, Brasil y Rusia, ya se explica el 55 por ciento de las exportaciones totales; seguido por Chile con una representación del 10.78 por ciento, y luego Japón y México con 7.4 y 3.8 por ciento, respectivamente. Sin embargo, a lo largo del período, la relevancia de cada uno de estos destinos ha variado significativamente. Mientras que en 2002 Estados Unidos era un destino que concentraba más del 43 por ciento de las exportaciones

Figura 1.6: Principales Destinos de las Exportaciones de Quesos. Promedio 2003-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade(2014).

queseras, seguido de México con el 22 por ciento, en 2013 Brasil y Rusia pasan a ser los destinos predominantes con el 36 y 14 por ciento respectivamente, mientras que Estados Unidos y México pasan a representar el 2.1 y el 0.9 por ciento, respectivamente.

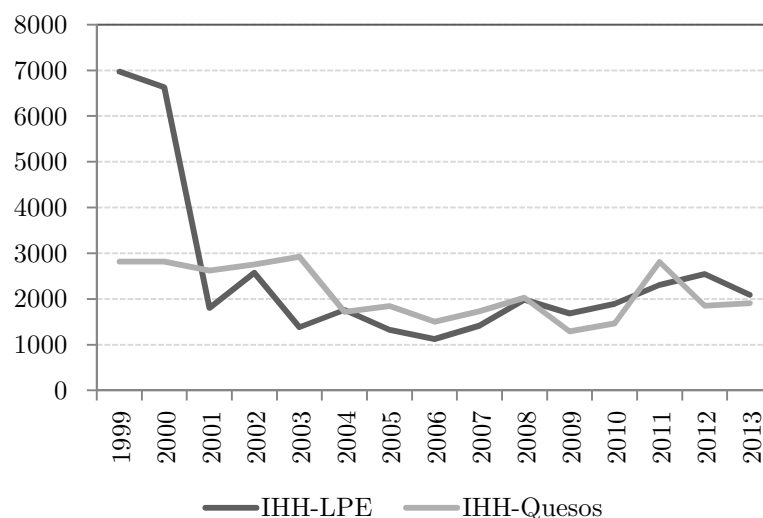
Para el período 1999-2013, como se muestra en la figura 1.7 a partir de los índices de Herfindahl-Hirschman (IHH) por destinos ³, las exportaciones de LPE y Quesos han diversificado los destinos. En particular, para la LPE entre 1999 y 2000, Brasil concentraba más del 80 por ciento del total de las exportaciones de LPE, reduciéndose en 2001 al 35 por ciento, donde Argentina comienza a entrar en nuevos mercados con participaciones relevantes. La reducción en la concentración de destinos se observa hasta el año 2006, cuando luego comienza a crecer a partir del momento en que Venezuela entra como principal destino, concentrándose luego mayoritariamente en los tres destinos mencionados.

Las exportaciones de quesos, exceptuando 1999-2001, exhiben una mayor concentración de destinos que las de LPE hasta el año 2008, y a partir de allí está levemente por debajo del IHH de LPE, excepto en 2011. Al igual que las exportaciones de LPE, se observa una tendencia decreciente en el grado de concentración de los destinos, lo que parece revertirse a partir de 2010, año en que Brasil y Rusia comienzan a ser los destinos más relevantes de las exportaciones queseras.

Por lo tanto, si bien la oferta de exportaciones lácteas se ha diversificado entre los países de destino, el grueso sigue estando en pocos países compradores.

³Si $X_{a,l,t}^d$ son las exportaciones de Argentina del lácteo l en el periodo t al destino d , luego el índice de concentración IHH está definido por $IHH_{a,l,t} = \sum_{d=1}^{D_t} \left(\frac{X_{a,l,t}^d}{\sum_{d=1}^{D_t} X_{a,l,t}^d} \times 100 \right)^2$ para un total de D_t destinos en el año t .

Figura 1.7: Concentración-Diversificación de los Países de Destino de las Exportaciones Lácteas. Promedio 1999-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade(2014).

De todas maneras, en los últimos años se observa la inserción de Argentina en nuevos mercados, como China, Japón y el sudeste asiático, caracterizados por un creciente poder adquisitivo y elevado nivel de demanda, constituyendo estos países un canal alternativo para diversificar la oferta.

1.4. Competitividad de los Lácteos Argentinos

Anteriormente se presentaron indicadores para cuantificar el rol de las exportaciones lácteas en la economía doméstica; sea por su importancia en la oferta sectorial o en la balanza comercial nacional. En esta sección, se exponen algunas medidas que permiten conocer el posicionamiento de Argentina en el mercado mundial de lácteos, así como la evolución de su desempeño competitivo. Puntualmente, se realiza un análisis para los lácteos agregados y desagregando por los principales productos lácteos, dadas las diferencias en términos de su peso en las exportaciones lácteas totales.

1.4.1. Participación en el Mercado Mundial

Una primer medida simple de competitividad en los mercados internacionales, es la participación que tienen las exportaciones argentinas en las exportaciones mundiales. Denotando por $X_{a,l,t}$ el valor de las exportaciones del producto lácteo l realizado por Argentina(a) en el momento t , y $X_{M,l,t}$ el valor de las exportaciones

mundiales de l en t , luego se define el indicador

$$\omega_{a,l,t}^x = \frac{X_{a,l,t}}{X_{M,l,t}} \times 100, \quad (1.5)$$

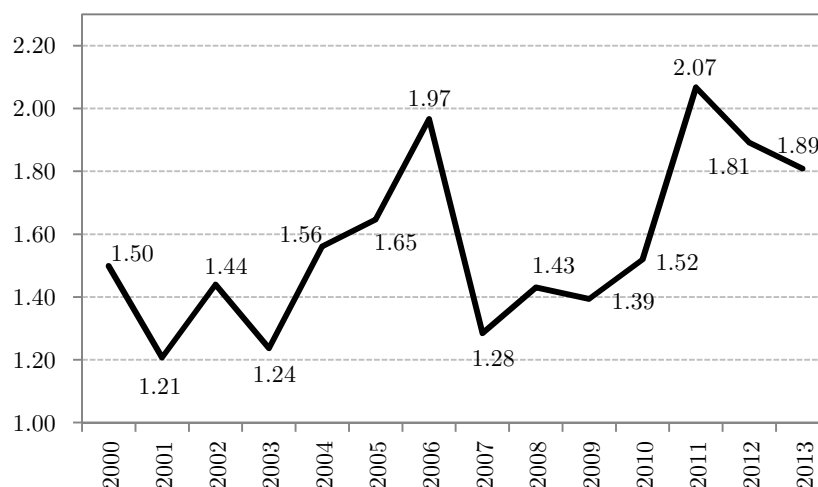
que es simplemente la participación porcentual de Argentina en las exportaciones mundiales del lácteo l .

La participación de mercado tiene un rol fundamental en la presente tesis, al constituir la variable respuesta de los modelos de demanda. Sin embargo, al modelar demanda, las participaciones no son sobre el valor de las exportaciones, sino sobre el valor de las importaciones puesto que para los países compradores del mercado internacional, su demanda viene dada por las importaciones que los mismos realizan. Por lo tanto, la medida $\omega_{a,l,t}^x$ debe tomarse como un indicador de la importancia del país en el valor total exportado por el mundo, y no como una participación en la demanda total. Al considerar el valor post-comercio (y no la cantidad) de las exportaciones, este indicador toma en cuenta divergencias de precios que pueden estar explicadas tanto por diferencias de calidad como por cuestiones de política comercial. Dado que éstos son aspectos que hacen a la competitividad del sector, es que en general se toma el valor de los flujos comerciales para el cálculo de indicadores de desempeño competitivo sectorial (Depetris Guiguet et al., 2009). Por lo tanto, cuanto mayor sea $\omega_{a,l,t}^x$, mayor nivel de competitividad internacional es revelado por Argentina en el mercado lácteo mundial.

En la figura 1.8 se muestra la evolución de la participación $\omega_{a,l,t}^x$, siendo l el conjunto total de productos lácteos. Hasta 2006 se observa un incremento importante de la participación argentina, llegando a representar cerca del 2 por ciento de la oferta exportable láctea mundial. Durante el período de medidas restrictivas de las exportaciones (2007-2008) se observa una importante caída en la competitividad de los lácteos argentinos, recuperándose para llegar a obtener el pico del período en 2011, con una participación del 2.07 por ciento de las exportaciones lácteas mundiales. Para 2012-2013 se vuelve a presenciar una caída del $\omega_{a,l,t}^x$, aunque no tan pronunciada como la de períodos anteriores.

Para los productos lácteos específicos, los valores de la participación porcentual $\omega_{a,l,t}^x$ se presentan en la tabla 1.4. De la misma se observa que por lejos la LPE es el producto lácteo más competitivo en términos de su importancia en las exportaciones mundiales. De 2000 a 2006 se observa un incremento importante de la participación argentina, llegando a representar casi el 10 por ciento del total exportado de LPE a nivel mundial. Durante el período de intervención gubernamental de los años 2007-2008, la participación de Argentina se reduce a la mitad, recuperándose en 2009 con la quita de retenciones y precios de corte,

Figura 1.8: Participación de las Exportaciones Lácteas Argentinas en las Exportaciones Lácteas Mundiales (en %). Período 2000-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade(2014).

sumado a precios internacionales favorables, logrando para 2011-2013 tener una participación promedio superior al 8 por ciento del total mundial.

Para la LPD se observa que previo a la devaluación y salida de la crisis argentina, tenía mayor participación en las exportaciones mundiales. Para este caso también se observa un deterioro significativo en 2007-2008, recuperándose posteriormente, mostrando una participación del 1.12 por ciento en 2013, siendo un nivel levemente inferior a los del año 2006 y a los del período 2000-2003, correspondiente con los máximos revelados.

Tabla 1.4: Participación Porcentual de las Exportaciones Lácteas Argentinas en el Mundo

Año	LPE	LPD	Quesos	Manteca
2000	5.83	1.37	0.61	0.10
2001	4.72	1.34	0.45	0.05
2002	6.09	1.23	0.48	0.05
2003	5.17	0.70	0.39	0.03
2004	8.00	0.91	0.54	0.04
2005	7.65	0.88	0.84	0.09
2006	9.65	1.25	0.88	0.17
2007	4.84	0.54	0.66	0.16
2008	4.35	0.86	0.64	0.24
2009	6.25	0.70	0.65	0.23
2010	5.96	1.06	0.75	0.22
2011	8.76	0.90	0.97	0.20
2012	8.53	0.69	0.89	0.17
2013	7.41	1.12	0.80	0.13

Fuente: Elaboración propia. Base Comtrade(2015)

Los quesos, a pesar de ser más importantes que la LPD dentro de la oferta láctea argentina, tienen menor participación en el valor mundial exportado. Sin embargo, se observa una importante mejora en el período, pasando de representar el 0.39 por ciento de la oferta mundial en 2003 a casi el 1 por ciento en 2011, 0.89 en 2012 y 0.8 por ciento en 2013. Por lo tanto, a pesar de que la participación de Argentina no llega al 1 por ciento del valor total de quesos exportados por todos los países oferentes del mundo, se revela una mejora, llegando a duplicar su participación en un período de diez años.

Por último, para la manteca, al igual que en los quesos, se observa una mejora en su posicionamiento mundial, particularmente hasta 2010, comenzando luego a decrecer en su participación. Sin embargo, su participación tanto dentro de la oferta láctea argentina como de la oferta de manteca mundial, es relativamente muy baja.

1.4.2. Ventajas Competitivas Reveladas

Cuando la participación de las exportaciones locales sobre las mundiales se utiliza como un indicador de competitividad, el análisis queda limitado a comparar su evolución a través del tiempo para diagnosticar si el sector local se hace más competitivo o no, pero no sabiendo si de hecho el sector es competitivo. También permite comparar productos específicos en función de la participación que tiene cada uno en las exportaciones totales, aunque solo de manera cardinal, no estando delimitado el rango de valores que hace que una cierta participación clasifique al sector de competitivo. Por lo tanto, al no tener un marco de referencia o comparación, la participación por sí misma no dice nada respecto a si el sector nacional es competitivo o no en los mercados mundiales, i.e. es necesario algún criterio para decir que, por ejemplo, un valor del 5 por ciento en la participación mundial hace al sector competitivo o por el contrario, no competitivo. Por lo tanto, es necesario definir un indicador más completo a fin de tener una medida más informativa del desempeño competitivo sectorial.

Una de las propuestas más aceptadas en la literatura empírica para la medición de las ventajas competitivas ha sido la de Balassa (1965), con su índice de “Ventajas Comparativas Reveladas” (*VCR*) basado en la teoría ricardiana de las ventajas comparativas del comercio internacional tomando la diferencia de precios relativos (pre-comercio) entre países según la escasez factorial relativa. Ante la imposibilidad de medición directa por la ausencia de datos pre-comercio correspondiente a una situación de autarquía de las economías bajo estudio, propone el uso de datos post-comercio. Asume así que se *revelarían* las ventajas comparativas de un país, bajo el supuesto de la inexistencia de fricciones artificiales (o

al menos, asumiendo que son despreciables). Más recientemente, se han agregado algunas otras ventajas por el uso de los datos post-comercio, ya que se considera reflejan el efecto de otros factores que inciden en los resultados de los flujos comerciales, como por ejemplo, las políticas económicas o factores cíclicos. En este sentido, trabajos como los de Scott y Vollrath (1992), Winkelmann et al. (1995), y Pitts y Lagnevik (1998), interpretan al índice de ventaja ‘comparativa’ como de ventaja o desempeño ‘competitivo’ ya que los resultados que se usan provienen de flujos en los que hay restricciones al comercio y otras formas de apoyo gubernamental. Por lo tanto, muestran cómo realmente un país se comporta respecto a sus competidores. Para otros autores como Laursen (1998) y Fertő y Hubbard (2001) los indicadores revelan especialización exportadora, dado que si un país tiene ventajas comparativas en un determinado sector, le convendrá especializarse en su comercio.

El indicador *VCR* de Balassa relaciona dos componentes del comercio internacional que caracterizan a la especialización de un país en el comercio de un determinado producto, considerando, específicamente, los flujos correspondientes al lado de la oferta (De Benedectis y Tamberi, 2002).

Por un lado, el *VCR* contempla el factor o componente sectorial (*CS*) derivado de la comparación del desempeño del país en las exportaciones de un producto o sector en particular respecto a las exportaciones que de este mismo sector tiene otro país o conjunto de países de referencia. De aquí la contemplación de que tal indicador está basado en un enfoque de dos países, considerándose por lo general en las investigaciones aplicadas comparaciones entre un determinado país y un conjunto de éstos o bloque comercial determinado, o incluso el total mundial. Es decir, este conjunto de países que se toman como referencia para medir las ventajas comparativas de un país en la exportación de un determinado bien pueden ser tanto uno como todos los países exportadores de dicho producto, obteniendo mediciones diferentes según el referente que se tome. Cuando se toman todos los países exportadores, la *CS* es igual al ω^x .

La otra componente es el denominado factor o componente global (*CG*), el que termina agregando la concepción de un universo teórico con dos bienes. Específicamente, la componente global queda representada por la comparación entre el commodity en cuestión y el sector o conjunto de sectores que compiten en la asignación de recursos que tiene cada país. La utilización del sector o conjunto de productos que se toma como referencia puede variar según la intención de la medición deseada por el investigador (e.g. Depetris Guiguet et al., 2008, 2009b, 2010).

En base a esta conceptualización del índice *VCR* según las componentes que intervienen en su cómputo de acuerdo al marco teórico bidimensional, se tiene

que

$$\begin{aligned}
 VCR_{a,l,t}^{j,k} &= \frac{X_{a,l,t} / \sum_{k \in K} X_{a,k,t}}{\sum_{j \in J} X_{j,l,t} / \sum_{j \in J} \sum_{k \in K} X_{j,k,t}} \\
 &\equiv \frac{X_{a,l,t} / \sum_{j \in J} X_{j,l,t}}{\sum_{k \in K} X_{a,k,t} / \sum_{j \in J} \sum_{k \in K} X_{j,k,t}} \\
 &\equiv CS_{a,l,t}^J CG_{a,t}^{J,K},
 \end{aligned} \tag{1.6}$$

donde $X_{j,k,t}$ denota el valor de las exportaciones realizadas por el país j del bien k en el momento t , siendo l es el producto lácteo sobre el que se desea medir las ventajas competitivas reveladas, K es el conjunto de bienes tomados como referencias, y J el conjunto de países exportadores que compiten con sus exportaciones con Argentina (a). Puntualmente, en este caso se toma para K al conjunto total de bienes exportados, y a J al total mundial (M), por lo que la componente sectorial es igual a la participación definida en (1.5). De (1.6) se observa que el indicador lo que calcula es la importancia del sector en relación a los países competidores y a los sectores exportadores alternativos a fin de detectar qué desempeño revelado tiene dicho sector en el comercio internacional.

Para este indicador existe un valor crítico o umbral para interpretar de forma binaria al indicador: Si el índice de Balassa es mayor a uno ($VCR > 1$), se dice que el sector revela ventajas competitivas en el comercio internacional, mientras que para valores menores que la unidad ($VCR < 1$) se estaría en presencia de desventajas competitivas reveladas. También los valores del VCR pueden interpretarse de manera cardinal y ordinal a los fines comparativos (Depetris Guiguet et al., 2010).

Los cálculos del VCR se presentan en la tabla 1.5 para el total de lácteos, y para los casos particulares de la LPE, LPD, quesos y manteca. Para el conjunto total de lácteos, Argentina revela ventajas competitivas en todos los años del período ($VCR > 1$). Se observa un crecimiento de la competitividad general hasta 2006, donde el VCR alcanza el valor máximo, alcanzando valores similares a partir de 2011 luego del período de fuerte intervención gubernamental.

La LPE es el producto con mayores ventajas competitivas, con una evolución similar a la del total, aunque a pesar de haber una recuperación en 2011-2013, el VCR nunca llega a alcanzar los valores obtenidos entre 2004 y 2006. La exportaciones de LPD también revelan ventajas competitivas para todo el período, aunque con valores del VCR significativamente menores a los de la LPE. Contrariamente a lo que ocurre con la LPE, la LPD revela mayores ventajas competitivas en los años previos a 2003 (con la excepción del año 2006), mostrando un crecimiento importante en 2013.

Tabla 1.5: Índice de Ventajas Competitivas Reveladas de Balassa. Período 2000-2013

Año	Total	LPE	LPD	Quesos	Manteca
2000	3.48	13.57	3.18	1.42	0.23
2001	2.68	10.49	2.98	1.01	0.12
2002	3.48	14.74	2.97	1.17	0.11
2003	3.00	12.56	1.71	0.96	0.06
2004	3.99	20.42	2.33	1.39	0.10
2005	4.09	19.01	2.19	2.08	0.23
2006	4.91	24.11	3.12	2.20	0.43
2007	3.06	11.52	1.29	1.58	0.37
2008	3.13	9.56	1.88	1.40	0.52
2009	3.00	13.45	1.50	1.40	0.49
2010	3.25	12.78	2.26	1.62	0.48
2011	4.27	18.11	1.86	2.00	0.40
2012	4.00	18.02	1.45	1.88	0.37
2013	4.16	17.06	2.57	1.84	0.30

Fuente: Elaboración propia. Base de datos de Comtrade(2015)

Los quesos muestran una notable mejora a partir 2004. Mientras que en 2003 las exportaciones queseras revelaban desventajas competitivas, luego son competitivas con un índice VCR creciente. Comparando con la LPD, se observa que el VCR de éste en general es superior al de quesos, lo que se revierte para los años 2011-2012.

La exportaciones de manteca, a pesar de mostrar un evolución favorable, en todos los años del período revelan desventajas competitivas contrariamente al resto de los productos lácteos.

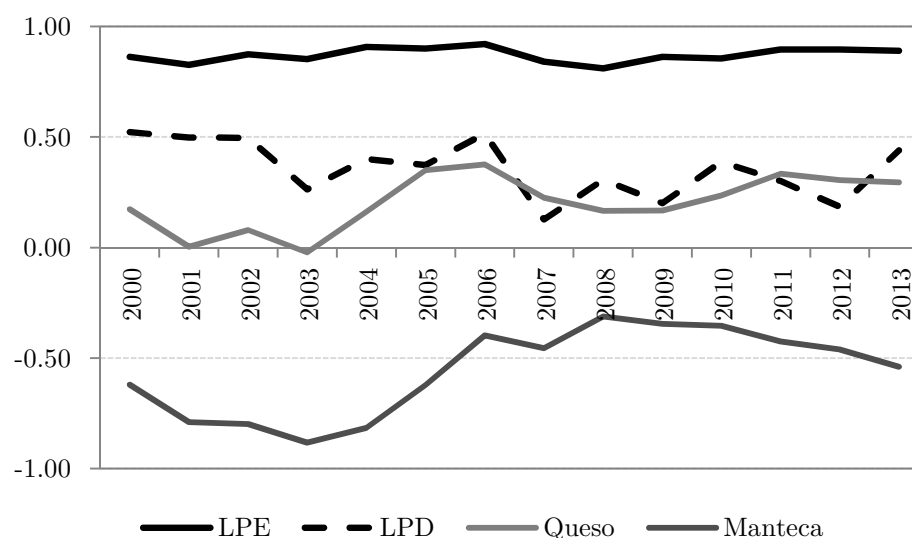
Dado que el indicador VCR no está acotado (i.e. $VCR \in [0, \infty)$) y es notoriamente asimétrico (i.e. $VCR \in [0, 1)$ para desventajas, y $VCR \in (1, \infty)$ para las ventajas), Laursen (1998) propone una mejora para (1.6) a fin de dotarlo de las propiedades de simetría y acotación, que a los fines de comparar la evolución competitiva de distintos productos, brinda una mejor ilustración al respecto, pudiendo ser muy relevante en determinados contextos de comparación entre países y bienes (Depetris Guiguet et al., 2008). Este indicador simétrico y acotado, viene dado por

$$\widetilde{VCR}_{a,l,t}^{j,k} = \frac{VCR_{a,l,t}^{j,k} - 1}{VCR_{a,l,t}^{j,k} + 1}. \quad (1.7)$$

El mismo está acotado en el intervalo $[-1, 1]$, y cuando es positivo se revelan ventajas competitivas, ocurriendo lo contrario cuando es negativo. En la figura 1.9 se presenta la evolución de este indicador para los productos lácteos seleccionados. En términos generales, para todo el período se observa un comportamiento

relativamente estable de la competitividad revelada de la LPE, una tendencia decreciente para la LPD, y creciente para los quesos y la manteca. Para los quesos, partiendo de desventajas competitivas en 2003, logran una gran mejora, alcanzando los niveles de la LPD en términos de indicador de VCR . Luego, entre 2008 y 2011, se observa un importante valle, manteniendo posteriormente niveles cercanos a los del período 2004-2006, logrando superar e igualar a las exportaciones de LPD, que muestran una caída oscilante en el indicador de ventajas competitivas. En cambio, para la manteca se observa que la mejora en términos de competitividad (o más precisamente, reducción de las desventajas reveladas), se extiende hasta 2010, y a partir de allí comienza a empeorar su desempeño competitivo. Para la LPE, a pesar de tener valores cercanos al umbral máximo del \widetilde{VCR} y con poca oscilación en el período, se observa que durante 2007-2008 las exportaciones quedan con niveles de competitividad inferiores a los revelados previamente a la devaluación de 2002. Sin embargo, en 2011-2013 logra recuperarse a los niveles de 2004-2005.

Figura 1.9: Evolución de las Ventajas Competitivas Reveladas de los Lácteos Argentinos- VCR Simétrico y Acotado



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade(2014).

En resumen, de este análisis de los indicadores de competitividad revelada se observa que, en todo el período los lácteos en conjunto han sido competitivos respecto al mundo y al resto de los productos exportados. La LPE es el producto con mayor competitividad revelada, seguida de la LPD y los quesos. Mientras que para la LPD se observa evolución más errática y desfavorable, los quesos han logrado incrementos importantes del desempeño competitivo revelado. Por último, la manteca revela desventajas competitivas en todo el período, aunque con mejoras que comienzan a apaciguarse a finales del período considerado.

1.5. Transmisión de Precios

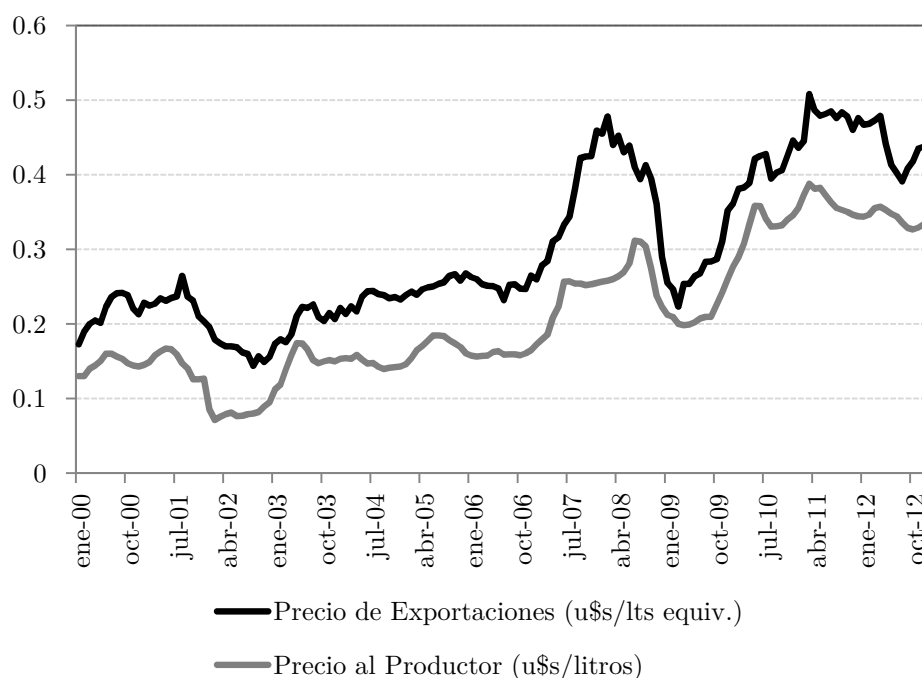
Un aspecto de suma importancia que muestra la relevancia de estudiar la demanda externa como determinante clave de la competitividad del sector lácteo, es el rol de los precios de exportación en los precios recibidos por otros eslabones de la cadena láctea. Puntualmente, interesa conocer si existe transmisión de los precios de las exportaciones hacia los otros eslabones de la cadena, y en particular, hacia el eslabón primario doméstico productor de leche cruda. En caso de que tal transmisión exista, también es de interés conocer la forma en que se materializa. Esto es, qué proporción de la variación de precios de las exportaciones se trasmite al sector primario, las diferencias entre el largo y corto plazo, y la asimetría de la transmisión ante subas y bajas de los precios. Tal conocimiento no solo facilita el diálogo entre los integrantes de los diferentes eslabones de la cadena, sino que da herramientas para una política económica focalizada en fomentar la competitividad global de todo el complejo lácteo.

En base a la selección de un mix de productos exportados y a su conversión en litros equivalentes de acuerdo a la fórmula (1.1) utilizando los coeficientes de conversión explicados en dicha sección, se utilizan los precios implícitos en litros equivalentes p_{mix}^X (en u\$s F.O.B./litros equivalentes) y el precio al producto en dólares p_t^P (u\$s/litros, utilizando el tipo de cambio oficial), con el fin de estudiar sus movimientos y la posible transmisión de precios ⁴. En la figura 1.10 se presenta la evolución de estos precios para todo el período 2000-2012. De la misma se observa que los precios en dólares muestran una tendencia creciente y tienen una evolución paralela, con una brecha variable entre ellos. Para el período el precio promedio en equivalente litro del mix de productos exportados fue de 0.2891 dólares por litro de leche equivalente, mientras que el precio promedio recibido por el productor fue de 0,2097 dólares por litro. En cuanto a las variaciones medias de los precios, se observa una mayor variabilidad en el precio de las exportaciones que en el precio al productor.

Para analizar la presencia de transmisión de precios se realiza un análisis de cointegración en base a la metodología de Engle y Granger (1987), extendida por Enders y Granger (1998) para analizar posibles asimetrías en los precios. En primer lugar se evalúa la estacionariedad e integración de las series. Usando los test de Dickey-Fuller aumentado (DFA) y el de Phillips-Perron (PP) se confirma que las series no son estacionarias y son integradas de orden uno (tabla A.1 del Apéndice). Mediante el test de cointegración de Johansen se encuentra que las variables precios están cointegradas al nivel del 5 por ciento de significancia (ver

⁴Esta sección está basada en un trabajo elaborado en conjunto con G. Rossini, J. Vincetin y M. Coronel (Rossini et al. 2013.)

Figura 1.10: Evolución del Precio de las Exportaciones Lácteas en Equivalentes Litros y Precio al Productor Primario



Fuente: Elaboración propia en Ministerio de la Producción de Santa Fe (2013) y Penta-Transaction (2013).

Rossini et al., 2013). Al confirmarse la integración de las variables, se sigue la propuesta de Enders y Granger (1998) para estimar la relación de largo plazo entre las variables. Dado que se está pensando en una relación causal de los precios de exportación a los precios recibidos por el productor, luego la relación de transmisión de largo plazo puede escribirse mediante la siguiente regresión doble-logarítmica

$$\ln p_{l,t}^p = \alpha + \beta \ln p_{mix,t}^x + u_t \quad (1.8)$$

En la tabla 1.6 el test de Granger indica que los precios que reciben las empresas por sus productos en el mercado internacional causan *a-la-Granger* el nivel de precios que reciben los productores. Dado que los precios están expresados en logaritmo, los parámetros pueden interpretarse como elasticidades de largo plazo. Las estimaciones se presentan en la parte inferior de la tabla 1.6.

El $\hat{\beta}$ muestra que un aumento del 10 por ciento en el precio de los productos lácteos exportados, tienen un efecto del 12.2 por ciento sobre el precio al productor. Utilizando los residuos \hat{u}_t de (1.8), mediante una regresión respecto a sus rezagos se encuentra que tanto para el modelo simétrico (Engle y Granger), como para las alternativas asimétricas (modelos TAR y M-TAR) se tiene que los dos precios están cointegrados a un nivel del 5 por ciento, evidenciando relaciones de equilibrio entre ambos precios en el largo plazo. La tabla con diferentes modelos alternativos se expone en el apéndice (tabla A.2) a fin de simplificar la presenta-

Tabla 1.6: Test de Causalidad de Granger y Transmisión de Largo Plazo

Test de Granger		
Hipótesis Nula	Estadístico F	p-valor
p_l^p No causa p_{mix}^X	0.991	0.374
p_{mix}^X No causa p_l^p	19.17	0
Transmisión de Largo Plazo		
$\hat{\alpha}$	-0.0533	
$\hat{\beta}$	1.221	0

Fuente: Elaboración propia en base a Rossini et al. (2013)

Tabla 1.7: Impacto de Corto Plazo de los Precios de Exportación sobre los Precios al Productos. Resultados del MEC

Variable	Δp_l^p
Intercepto	-0.0005 (-0.14)
$\Delta p_{l,t-1}^p$	0.6245 (7.6)
$\Delta p_{mix,t}^X$	0.1386 (1.65)
$\Delta p_{mix,t-1}^X$	0.0834 (0.69)
Z_{t-1}^+	-0.0379 (-1.02)
Z_{t-1}^-	0.4197 (5.12)
F-Estadístico	9.02 (0.00)

Nota: Valores críticos a un nivel del 5 % entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia en base a Rossini et al. (2013)

ción. De la tabla A.2 (última columna) del modelo TAR-Consistente (Chan, 1993) se concluye que los precios están cointegrados y que el mecanismo de ajuste es asimétrico.

Dado que los precios están cointegrados, siguiendo el enfoque de Engel y Granger (1987), se examina la dinámica de corto plazo mediante un modelo de corrección de errores (MEC). Los resultados se presentan en la tabla 1.7. En primer lugar se observa que los precios que reciben las empresas exportadoras no se traspasan de manera instantánea, sino que lo hacen dentro de los dos meses siguientes. Los ajustes de corto plazo representados por las variables Z^+ y Z^- no son todos estadísticamente significativos a los niveles convencionales, por lo que los precios no responden todos a las subas o bajas ante un shock que altere el equilibrio de largo plazo. Los valores estimados sugieren que los incrementos de

precios en los productos exportados se traspasan más rápidamente a los productores que las bajas. Los parámetros estimados del MEC indican que un aumento del precio del 10 por ciento en el mix exportado causa un aumento en el mismo mes del precio al productor del 1.38 por ciento. Sin embargo, como se genera una discrepancia negativa en la relación de largo plazo ante un aumento de precio en el mix, en el mes siguiente los precios al productor ajustan en un 42 por ciento respecto a las discrepancias generadas. Este proceso de ajuste continúa hasta retornar a la situación de equilibrio de largo plazo. Por el contrario, si el precio de exportación que recibe la industria disminuye en un 10 por ciento, luego el precio al productor también baja en el mismo mes en un 1.38 por ciento. Luego, el proceso de ajuste hacia el equilibrio es mucho más lento, dado que el factor de corrección al mes siguiente es del 3.9 por ciento de la discrepancia generada por la baja en el precio internacional.

Por lo tanto, los resultados aquí encontrados muestran la existencia de transmisión de precios desde las exportaciones industriales a lo que recibe el productor en el primer eslabón de la cadena. Mas aún, la transmisión de precios beneficia al productor en caso de que los precios internacionales aumenten, ya que las subas son pasadas a los productores de manera más rápida y completa respecto a las bajas de los mismos.

1.6. Conclusiones

En los últimos quince años se observa un crecimiento de la importancia del sector externo para el complejo lácteo argentino, incrementando la proporción de litros industrializados que son volcados al mercado internacional, con incrementos en los valores y cantidades exportadas, como también en su participación mundial sobre el total exportado de productos lácteos.

El crecimiento del sector exportador se manifiesta en un incremento en la contribución que realiza sobre la balanza comercial del país en su conjunto. En términos comparativos, los lácteos han incrementado su importancia relativa en el comercio internacional, aún respecto a sectores con un sólido posicionamiento competitivo como aquéllos del complejo oleaginoso.

Los productos exportables con mayor peso son la leche en polvo entera y los quesos, revelando ventajas competitivas y crecientes en el período 2000-2013, a pesar de una caída importante en la competitividad durante los años 2007-2008: período caracterizado por una fuerte política de retenciones, precios de corte y demoras en las autorización para exportar, que deprimió sustancialmente al sector. La leche en polvo descremada, si bien tiene menor participación en las exportaciones lácteas argentinas, durante todo período ha revelado un buen desempeño

competitivo, aunque mostrando una tendencia decreciente en términos del índice de ventajas comparativas reveladas. Por el contrario la manteca, que tiene baja representación en las exportaciones argentinas, revela desventajas competitivas en todos los años, aunque mejorando su posicionamiento respecto a los primeros años del período analizado.

Del análisis de cointegración de precios se pudo corroborar que existe una transmisión significativa de los precios de las exportaciones lácteas (considerando un mix de productos) y el precio recibido por el productor tambero, ambos medidos en dólares por litros equivalentes. Incluso, la transmisión de precios es más beneficiosa para el productor primario cuando los precios internacionales aumentan, ya que los incrementos de precios son traspasados a los productores de forma más rápida que las bajas de los mismos. Por lo tanto, ante buenos precios de los lácteos en el mercado internacional, sería conveniente que se incentive la venta de productos hacia estos mercados dado que tiene un efecto positivo directo sobre el precio a nivel de la producción primaria.

Por lo tanto en este capítulo se muestra la relevancia de estudiar la demanda internacional de los lácteos argentinos, dada su importancia creciente para el sector y la balanza comercial global, como por su impacto, vía precios, hacia los otros eslabones de la cadena.

Capítulo 2

Elasticidades de Armington de Importadores Lácteos

2.1. Introducción

Como se detalló en el capítulo anterior, las exportaciones de Argentina han mostrado una relevancia creciente, tanto desde el punto de vista sectorial como por su contribución a la balanza comercial nacional. Con una creciente participación en los mercados internacionales, Argentina ha revelado un buen desempeño competitivo, principalmente en productos como la leche en polvo y los quesos. Si bien la oferta se encuentra bastante diversificada por destinos, existen países claves donde Argentina vende su producción, llegando a concentrar más del 50 por ciento de las exportaciones lácteas totales. Para el caso de la leche en polvo, Argelia, Brasil y Venezuela llegan a concentrar para algunos años el 60 por ciento de las exportaciones. También existen otros destinos minoritarios, que ocupan del cuarto al sexto lugar de importancia como Senegal, Niger, Nigeria, Singapur o China en estos últimos años, y otros destinos americanos como Chile, Paraguay, México, Cuba o República Dominicana, entre otros. Por otra parte, en Quesos la oferta también está concentrada, en destinos como Brasil, Chile, Rusia, Estados Unidos y México. Por lo tanto, el interés en estudiar la demanda internacional puede focalizarse en tomar los países compradores más relevantes y analizar la demanda de lácteos del mismo, dado que por su importancia representaría de algún modo el grueso de la demanda mundial para Argentina.

Dado que la demanda de las exportaciones lácteas argentinas esta distribuida en destinos diversos más allá de los países del Mercosur, siendo muy relevantes algunos países africanos y asiáticos, el estudio cuantitativo de la demanda en tales destinos puede resultar muy complicado por la disponibilidad y calidad de los datos. Sin embargo, existen bases internacionales con datos de comercio de la gran

mayoría de los países del mundo (e.g. FAOSTAT, COMTRADE, UNCTAD, entre otras) con una confiabilidad aceptable, por lo que son muy utilizadas en estudios de comercio y economía internacional. Una característica de las mismas, es que en general presentan una periodicidad anual, lo que constituye muchas veces una restricción muy importante para el análisis empírico. Más aún, cuando se desea realizar estudios sectoriales, en los que el interés suele estar en caracterizar mercados en períodos de tiempo no tan extensos, bajo contextos institucionales y estructurales relativamente estables.

En función de esto, en el presente capítulo se propone un modelo basado en el tradicional enfoque de Armington (1969), del cual se obtiene una ecuación de demanda de un importador específico, para ser aplicada tomando varios orígenes (u exportadores) en un período dado de tiempo, construyendo así un panel de datos, para con ello estimar las denominadas elasticidades de Armington (esto es, la elasticidad de sustitución y elasticidad-precio). Con esto se busca contribuir al conocimiento disciplinar en dos sentidos. En primer lugar, obteniendo elasticidades que caracterizan el comportamiento de mercados internacionales de lácteos relevantes para Argentina, para los cuales la literatura empírica relacionada es escasa o nula para ciertos importadores. En segundo lugar, proponiendo la utilización de un modelo parsimonioso y poco demandante de datos, que a la vez es consistente con la teoría (micro)económica y que puede aplicarse para el conocimiento de elasticidades de otros sectores y países demandantes que sean de interés. En términos más puntuales, el presente trabajo es una adaptación para un estudio sectorial con datos de panel, de los modelos de demanda de importaciones basados en el enfoque de Armington utilizando preferencia con elasticidad de sustitución constante (CES), tales como los de Ito et al. (1990), Yang y Koo (1993), Gohin y Féménia (2009), Sauquet et al. (2011) e Ishida y Malaga (2015), entre otros.

Específicamente, se seleccionan tres importadores de leche en polvo entera (LPE) y dos de quesos para el período 1999-2013; elección motivada por la importancia de tales países como destinos de los lácteos argentinos, y por la dificultad de obtener datos de los mismos para un estudio detallado del mercado lácteo¹. Para la LPE se seleccionan Argelia, Senegal y Venezuela. Estos tres destinos compradores tienen diferentes características e importancia para Argentina. Argelia, junto con Brasil, es sin duda el principal importador de leche en polvo argentina, sin embargo su demanda láctea está muy poco estudiada. Por su parte, Senegal se encuentra entre los primeros diez destinos más importantes de las exportacio-

¹En el capítulo 4 de la tesis se usan modelos más flexibles en un marco de sistemas, con mayor desagregación de productos y utilizando datos mensuales de Aduana para países donde tal información es más asequible.

nes argentinas de leche en polvo. Otros países con características similares que se podrían haber considerado son Níger, Nigeria u Omán. A fin de no hacer tan extensiva la aplicación empírica de este capítulo, se analiza sólo Senegal para ejemplificar la demanda de importaciones de países que compren regularmente leche en polvo desde Argentina, y que están en una posición media del ranking de países de destino. Cabe destacar que Senegal realiza un importante gasto en importaciones de leche en polvo, con varios oferentes en el mercado, siendo Argentina un vendedor muy importante, con una participación aproximada del 16 por ciento en el total de importaciones de LPE demandada por Senegal². El último destino considerado para la LPE es Venezuela, incorporado recientemente como miembro pleno del MERCOSUR (formalizado en 2012), pasando a ser el principal destino de las exportaciones de LPE a partir de 2004, junto con Argelia y Brasil; este último estudiado en el capítulo 4 de la presente tesis.

Para los quesos, en primer lugar se considera Rusia por su importancia creciente en las exportaciones queseras argentinas, estando entre los tres destinos más importantes junto con Chile y Brasil. Luego de los conflictos con sus principales proveedores lácteos (Ucrania en quesos, y Bielorrusia en leche en polvo), se crean oportunidades para ganar cuota en un mercado de gran tamaño, y por ende, de interés para todos los países exportadores de lácteos. El otro país seleccionado es México, quien hasta 2005 estaba entre los tres primeros destinos más importantes (junto con Estados Unidos), pasando a ocupar el lugar número 12 o 13 a partir de 2007. A pesar de decaer en su posición como principal destino, es un mercado de mucho interés para la industria local, con una fuerte demanda, y mostrando una tendencia hacia la oferta láctea dentro del continente americano, con acuerdos de libre comercio, como el NAFTA, el realizado con Chile, y más recientemente con Uruguay, quienes han incrementado significativamente su participación en el total de importaciones lácteas mexicanas.

Lo que resta del presente capítulo se organiza de la siguiente manera: En la próxima sección se presenta el modelo teórico sobre el cual se derivan las funciones de demanda, y sus respectivas elasticidades. Luego, la sección de metodología se divide en dos. En la primera parte, se expone la especificación econométrica para datos de panel de la función teórica de demanda previamente derivada, detallando los métodos que serán utilizados para la estimación de las mismas, como también los diferentes contrastes a realizar con el fin de seleccionar los parámetros del modelo adecuado, para el posterior cómputo de las elasticidades *armingtonianas*. En la segunda parte de la metodología, se explica la forma en que son construidas

²Este aspecto de la participación de mercado y la cantidad de oferentes, debe ser tomado en cuenta para trabajar este tipo de modelos, pues si la participación de Argentina es muy mayoritaria como el caso de Paraguay, y en menor medida, Brasil, luego no hay suficientes orígenes a fin de construir un panel adecuado para estimar la demanda correspondiente.

las variables del modelo, brindando una descripción descriptiva pero exhaustiva, de los datos y variables. Luego, en la sección de Resultados, se realiza en primer lugar, un análisis de diagnóstico de los diferentes métodos utilizados para estimar la demanda, para luego interpretar las elasticidades obtenidas a partir de la selección de un modelo en base a criterios estadísticos y económicos. Utilizando dichas estadísticas más un índice de concentración, se computa un indicador para medir la presión competitiva en los mercados importadores analizados. Por último, el capítulo es finalizado con unas breves conclusiones.

2.2. Marco Teórico

2.2.1. El Enfoque de Armington

En términos generales, la presente investigación doctoral toma como base teórica el marco propuesto por Armington (1969) cuya principal hipótesis sostiene que los bienes importados con diferentes orígenes, i.e. exportados por diferentes países o regiones, implican diferentes niveles de utilidad al país importador. Por lo tanto, cuando un país importa un cierto bien del resto del mundo, el mismo ya es diferenciado por el solo hecho de tener un país de origen distinto. Con ello, la elasticidad de sustitución de un mismo bien exportado por dos países competidores es finita (Ito et al., 1990).

El modelo básico de Armington supone que la decisión de importar que realiza un país determinado puede racionalizarse en dos etapas, basado en la separabilidad débil de la función de utilidad. En una primera etapa, el país decide cuánto importar de un determinado bien, asumiendo que tal decisión es separable de las importaciones de otros bienes. Adicionalmente, la mayor parte de la literatura empírica asume que la demanda de importaciones de un bien puede separarse de la demanda en la producción doméstica de dicho bien (Ben Kaabia y Gil, 2007; Wan et al. 2010; Mekonnen y Fonash, 2011; Nzaku et al. 2012; Klonaris, 2014; entre otros).

En la segunda etapa, el país asignará el gasto en importaciones del bien entre diferentes orígenes de forma tal que minimice dicho gasto para un nivel dado de importaciones. De esto se desprende que el país demandante importará el bien de diferentes países exportadores dependiendo de las preferencias que tiene por el bien de dicho origen y el precio que paga por el mismo, incluyendo los costos de flete y seguro, dado que se asume la minimización del gasto total del bien importado para una cantidad óptima de dicho bien ³.

³En Armington cada origen constituye un 'producto'. Con ello, el bien a importar puede pensarse como un mercado de un cierto grupo de productos, i.e. países de origen.

Específicamente, supongamos que un determinado país comprador-importador tiene una función de utilidad U que es función del vector $\mathbf{Q}^T \equiv (Q_1, \dots, Q_N)$, siendo Q_i un cierto bien i o un mercado que agrupa un conjunto de productos como por ejemplo los productos lácteos importados diferenciados según país de origen. De esta forma, si Q_l (con $l \in \{1, \dots, N\}$) es la importación de un lácteo que realiza el país en cuestión, la misma puede descomponerse en un vector $(q_{l1}, \dots, q_{ln_l})$ siendo q_{lj} la importación del lácteo comprada al país exportador j . De esta manera Q_l puede interpretarse como la cantidad transada en el mercado l compuesto por un país comprador y n_l países oferentes.

Sea Y el ingreso del país importador en cuestión, con esta representación de los bienes, las decisiones de consumo del país pueden modelizarse de la forma:

$$\max_{Q_1, \dots, Q_N} U(Q_1, \dots, Q_N) \quad \text{s.a.} \quad \mathbf{P}^T \mathbf{Q} \leq Y. \quad (2.1)$$

Suponiendo condiciones de regularidad suficientes para $U(\cdot)$ para que se cumplan las condiciones de segundo orden del problema (2.1), el punto de máximo constituye un vector formado por las funciones de demanda *marshallianas* de la forma:

$$Q_i^* = f_i(Y; P_1, \dots, P_N), \quad i = 1, \dots, N. \quad (2.2)$$

Obtenida en esta primera etapa la demanda para cada i , en la segunda etapa se determinan las cantidades compradas del bien i a cada exportador j , esto es q_{ij} para $i = 1, \dots, N$ y $j = 1, \dots, n_i$, siendo n_i la cantidad de orígenes del bien importado i (o bien la cantidad de variedades del bien i). Específicamente, para un determinado bien i , las cantidades demandadas q_{ij}^* serán aquellas que minimizan el gasto total para un nivel dado Q_i^* de la primera etapa, i.e.

$$(q_{i1}^*, \dots, q_{i,n_i}^*)^T = \underset{(q_{i1}, \dots, q_{i,n_i})}{\operatorname{argmin}} \sum_{j=1}^{n_i} p_{ij} q_{ij} \quad \text{s.a.} \quad Q_i^* = f_i(\cdot), \quad (2.3)$$

obteniendo bajo ciertas condiciones de $f_i(\cdot)$, las funciones de demanda ψ_{ij} , i.e.

$$q_{ij}^* = \psi_{ij}(p_{i1}, \dots, p_{in_i}, Q_i^*), \quad j = 1, \dots, n_i. \quad (2.4)$$

Los supuestos y las formas funcionales específicas adoptadas para U , f_i , y con ello para ψ_{ij} , determinan una cierta ecuación o sistema de demanda de importaciones a ser estimado. Por ello, a partir de aquí existen diferentes demandas teóricas consistentes con el marco general de Armington y que suponen diferente grado de flexibilidad. La elección de los mismos responde al requerimiento de diversos tipos de datos para la estimación de sus parámetros, atendiendo a su disponibilidad y al interés de las elasticidades específicas que pueden derivarse de cada mode-

lo. La especificación que es adoptada en este capítulo se basa en la formulación original de Armington pero adaptada para el estudio uni-ecuacional de destinos específicos de las exportaciones lácteas argentinas. Si bien esta representación posee rigideces derivadas de la teoría económica subyacente, permite derivar una forma funcional parsimoniosa para su implementación empírica.

El modelo original de Armington se basa en dos supuestos altamente restrictivos que permite obtener especificaciones lineales para el análisis de la demanda por orígenes del bien i . Específicamente, Armington plantea que: (1) La elasticidad de sustitución es constante independientemente de la participación que tiene cada exportador de i ; y (2) Entre cualquier par de exportadores existe una sola elasticidad de sustitución. Ambos supuestos son racionalizados mediante la forma funcional de *Elasticidad de Sustitución Constante (CES)*. De esta manera, el modelo simple de Armington especifica la siguiente función de demanda para Q_i^* :

$$Q_i^* = \left[\sum_{j=1}^{n_i} \beta_{ij} q_{ij}^{-\delta_i} \right]^{-\frac{1}{\delta_i}}, \quad (2.5)$$

donde los parámetros de dicha demanda satisfacen:

$$\sum_{j=1}^{n_i} \beta_{ij} = 1, \quad \delta_i = \frac{1 - \sigma_i}{\sigma_i},$$

siendo σ_i la elasticidad de sustitución entre los n_i productos, la que se asume constante para el mercado i , y β_{ij} un parámetro de preferencia que pondera los orígenes j en el mercado i . Luego, en la segunda etapa, al minimizar el gasto $\sum_i^{n_i} p_{i,j} \cdot q_{i,j}$ sujeto a (2.5), se obtiene la demanda

$$q_{ij}^* = \beta_{ij}^{\sigma_i} Q_i^* \left(\frac{p_{ij}}{P_i} \right)^{-\sigma_i}, \quad (2.6)$$

quedando así definida la demanda del bien i del origen j en términos de la demanda total de i , de su precio p_{ij} y del índice de precios P_i del bien i existente en el mercado o país en cuestión. Como se verá seguidamente, esta demanda puede interpretarse de formas alternativas en función de los que se quiere estudiar. La forma tradicional, es pensar (2.6) en un sistema de demandas para cada cada j (e.g. Ito et al., 1990; Yang y Koo, 1993; Hanrahan et al., 2001). Sin embargo también puede pensarse como un panel de una sola ecuación, lo que permite tomar datos anuales y períodos de tiempo más cortos a fin de tener una muestra considerable al trabajar empíricamente, dado que para muchos destinos de las exportaciones lácteas que resultan de interés conocer su respuesta, es difícil (sino imposible) conseguir datos mensuales o trimestrales confiables. Sin embargo, hay

disponibilidad de datos anuales provenientes de organismos internacionales, por lo que se hace posible aprovechar la información longitudinal construida de tales bases. Dada esta disponibilidad de datos, se propone un modelo uni-ecuacional para implementarse en un contexto de datos de panel, a partir del cual se derivan elasticidades para caracterizar la respuesta de compradores mundiales específicos.

2.2.2. Modelo Teórico de Demanda de Importadores de Lácteos

La especificación de la demanda de importaciones del modelo clásico de Armington asume que nuestro objeto de estudio es un país específico para el cual deseamos conocer las elasticidades de la demanda de importaciones de un bien o conjunto de bienes i , bajo el supuesto de diferenciación por orígenes j , tal como fue planteado en la sección anterior. Para el caso específico de los principales productos lácteos exportados por Argentina (leche en polvo y quesos), se observa que la mayor parte de tales ventas suelen concentrarse en tres o cuatro destinos (i.e. países compradores). Así, tomando cada uno de estos compradores de forma particular, puede modelarse la demanda de importaciones de lácteos de Argentina y sus competidores (i.e. considerando todos los orígenes j) con el fin de conocer la elasticidad de sustitución en tal mercado como la elasticidad precio propia (digamos, las denominadas *elasticidades de Armington*⁴). Por lo tanto, para un país comprador fijo, y un determinado producto lácteo (i fijo), si asumimos que dicho país tiene preferencias CES de elasticidad constante σ entre los diferentes orígenes j , luego por (2.6), la demanda de dicho país del producto lácteo en cuestión en el momento t puede escribirse de la forma

$$q_{jt} = \beta_j^\sigma Q_t \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\sigma}. \quad (2.7)$$

Sea $G_{jt} = p_{jt}q_{jt}$ el valor de las importaciones del bien que realiza desde el país j y $G_t = P_t Q_t$ el valor total de las importaciones del lácteo en cuestión, luego de (3.7) se obtiene

$$\begin{aligned} G_{jt} \equiv p_{jt}q_{jt} &= \beta_j^\sigma Q_t P_t \frac{p_{jt}}{P_t} \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\sigma} \\ &= \beta_j^\sigma G_t \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{1-\sigma}, \end{aligned}$$

⁴Más precisamente, las elasticidades de Armington incluirían las de la primera etapa, y en particular la de sustitución entre importaciones y producción doméstica (Saito, 2004). Al focalizarnos en la segunda etapa del modelo general de Armington, consideramos las elasticidades que tienen que ver con el grado de competitividad de los distintos exportadores y la respuesta de demanda ante cambios en los precios.

de donde surge inmediatamente la ecuación de demanda en términos de la participación que tiene j en el gasto del importador, lo que se corresponde con la cuota de mercado del exportador j , es decir

$$\omega_{jt} = \beta_j^\sigma \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{1-\sigma}, \quad (2.8)$$

con $\omega_{jt} = \frac{G_{jt}}{G_t}$. Tomando logaritmo natural en (2.8) se obtiene una forma log-lineal de la demanda en términos de participación de los exportadores en el gasto del país importador:

$$\ln \omega_{jt} = \sigma \ln \beta_j + (1 - \sigma) \ln \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right), \quad (2.9)$$

La demanda expresada en términos de la participación del gasto suele preferirse para su aplicación empírica debido a que el supuesto de separabilidad se ajusta de mejor manera. Específicamente, si consideramos (2.7), la demanda log-lineal en términos de la cantidad de importaciones demandadas del bien al país j puede escribirse de la forma $q_{jt} = \sigma \ln \beta_j + \ln Q_t - \sigma \ln \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)$, de donde se observa que las variaciones de las cantidades importadas se asumen independientes de la producción doméstica del importador. Sin embargo, es muy probable que las importaciones totales del bien en cuestión respondan a variaciones en la producción doméstica, mientras que aquí se asume que las fluctuaciones en el volumen importado sólo responden a los precios relativos (Ito et al., 1990: 319-320). La especificación (2.9) en términos de la participación de mercado asume que las participaciones en el gasto del importador que tienen los países exportadores, sólo cambian ante variaciones en sus precios relativos, lo que resulta más plausible al representarse de forma independiente de la decisión del volumen total a importar correspondiente a la primera etapa del proceso de elección armingtoniano. Por ello a lo largo de la presente tesis se trabajará con especificaciones de la demanda en términos de la participación del gasto.

Si bien la forma funcional (2.9) resulta parsimoniosa para el análisis aplicado, involucra asimismo varios supuestos que suelen ser muy restrictivos. En primer lugar se observa que el efecto del país exportador (u origen de la importación) es captado por el intercepto de la ecuación, no así por la pendiente que refleja el supuesto de elasticidad de sustitución constante.

En segundo lugar, la forma log-lineal asume que para todo t las compras a j son positivas, pero en realidad puede que en algunos años sean nulas, por lo que una solución sería asumir que los parámetros de la distribución de la preferencia CES depende del período de tiempo (de forma que puedan asumir valores nulos), pero tal solución trae aparejado problemas de identificación (Gohin y Féménia, 2009: 258).

En tercer lugar, dado que las preferencias CES son homotéticas, el tamaño del mercado, medido a través del gasto total G_t , no tiene efecto sobre la participación que tiene cada origen j en la demanda total del bien importado, i.e. las elasticidades-ingreso (o elasticidad-gasto) son unitarias e idénticas para cada bien que se este analizando. Por ello en (2.9) no entra G_t . Este supuesto, a pesar de implicar una especificación de demanda más sencilla, restringe demasiado el análisis aplicado, perdiendo información sobre la respuesta del país comprador ante incrementos en su ingreso en caso de que tal supuesto sea violado. Si se parte de que cada bien j es diferenciado, luego es de esperarse que cada uno de éstos reporten diferentes niveles de utilidad al país comprador y por ello, un incremento de su presupuesto difícilmente sea asignado en la misma proporción a cada origen de la importación (Huchet-Bourdon y Pishbahar, 2009). Ito et al. (1990) y Yang y Koo (1993) proponen modelos alternativos en base a generalizaciones del modelo de Armington, relajando el supuesto de elasticidad-gasto unitaria. A pesar de sus limitaciones en términos de la integrabilidad en el contexto de sistemas de demanda, ambas generalizaciones resultan atractivas. Sin embargo en el presente contexto, se comenzará estudiando la especificación más simple (2.9) para conocer las elasticidades de diferentes importadores lácteos, para luego complejizar y flexibilizar las especificaciones de las demandas en otros contextos de análisis.

Ademas de obtener la elasticidad de sustitución $\sigma \equiv \partial \ln(q_j/Q)/\partial \ln(P/p_j)$, es de interés conocer la elasticidad-precio de la demanda $\eta_j \equiv d \ln q_j / d \ln p_j$. Para ello, se reescribe la función (2.9) de la forma

$$\ln q_{jt} p_{jt} = \ln G_t + \sigma \ln \beta_j + (1 - \sigma) \ln \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right),$$

o equivalentemente

$$\ln q_{jt} + \ln p_{jt} = \ln G_t + \sigma \ln \beta_j + (1 - \sigma) \ln p_{jt} - (1 - \sigma) \ln P_t. \quad (2.10)$$

Si se asume que el índice de precios P_t viene dado por el índice de Stone:

$$\ln P_t = \sum_j \omega_{jt} \ln p_{jt}, \quad (2.11)$$

y derivamos (2.10) respecto a $\ln p_{jt}$, se obtiene la elasticidad precio de la demanda respecto al origen j :

$$\eta_j \equiv \frac{d \ln q_j}{d \ln p_j} = -1 + (1 - \sigma) - (1 - \sigma) \omega_j. \quad (2.12)$$

Ocasionalmente suele asumirse que $\partial \ln P / \partial \ln p_j \simeq 0$, y con ello $|\eta| \simeq \sigma$ (Tan,

2012). En la presente investigación se adoptará la forma (2.12) que pondera la participación en el mercado de cada exportador, distinguiendo así la elasticidad-precio propia de cada uno de éstos de la elasticidad de sustitución constante.

2.3. Metodología

2.3.1. Modelos Econométricos

De la especificación teórica (2.9) ya puede verse su adecuación a datos de panel, pues el sub-índice jt revela que tal demanda modela el comportamiento de un país individual entre diferentes exportadores (j) a través del tiempo t . Por lo tanto, asumiendo que los datos de panel son observaciones de las importaciones que realiza un país específico de un cierto producto lácteo (LPE o Quesos) desde N países en T años, la versión empírica de (2.9) puede escribirse de la forma:

$$\ln \omega_{jt} = c_j + (1 - \sigma) \ln \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right) + u_{jt}, \quad j = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.13)$$

donde $c_j = \sigma \ln \beta_j$ y u_{jt} un término de perturbación aleatoria. Para el intercepto c_j puede asumirse que el mismo depende de componentes observadas y no observadas. Es decir, existen variables t -invariantes que influyen en la preferencia de los países por comerciar y que podrían incluirse en este intercepto. Algunas de ellas, las comúnmente llamadas variables *gravitacionales* como la distancia, el idioma en común, la pertenencia a un bloque económico o la existencia acuerdos comerciales específicos (los que no son necesariamente invariantes en el tiempo). Por lo tanto, para un vector $\mathbf{z}_j^T = (z_{1j}, \dots, z_{kj})$ con este tipo de variables, c_j puede descomponerse en una parte observada y otra de heterogeneidad no observada. En particular, se propone la siguiente especificación:

$$\beta_j^\sigma \equiv e^{c_j} = e^{\alpha_j} z_{1j}^{c_{1j}} z_{2j}^{c_{2j}} \dots z_{kj}^{c_{kj}}, \quad (2.14)$$

siendo α_j una variable aleatoria no observada correspondiente a la heterogeneidad de las preferencias respecto a cada origen j , y c_{ij} las elasticidades correspondientes a las variables t -invariantes observadas que explican parcialmente las diferencias en el parámetro de preferencia. Incluyendo así estas variables, el modelo empírico (2.13) extendido sería

$$\ln \omega_{jt} = \alpha_j + \sum_{i=1}^k c_{ij} \ln z_{ij} + (1 - \sigma) \ln \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right) + u_{jt} \\ j = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T. \quad (2.15)$$

Para la ecuación (2.15) existe una amplia variedad de modelos de datos de panel y de estimadores alternativos en función de los supuestos que se realizan sobre las dimensiones de T y N (paneles “cortos” con $T < N$ o paneles “largos” con $T > N$), sobre el efecto específico α_j y sobre la naturaleza del error aleatorio u_{jt} (ver Cameron y Trivedi, 2005; Wooldridge, 2010). En el presente caso, se tiene que en general $N > T$, aunque la diferencia entre las observaciones de corte transversal (países) y el período temporal no es tan grande como lo es en los típicos casos de micro-paneles. Respecto a los supuestos sobre el efecto específico α_j , el modelo de datos de panel que se asuma resulta crucial para que el estimador del parámetro de interés (i.e. $(1 - \hat{\sigma})$) sea consistente. Aquí se considerarán diferentes modelos y estimadores posibles para (2.15) a fin de comparar los resultados, realizando determinados contrastes de hipótesis a fin de chequear si los supuestos inherentes a tales modelos resultan plausibles. El primer modelo a considerar es el más restrictivo dado que asume un coeficiente constante para el efecto específico, i.e.

$$\ln \omega_{jt} = \alpha + \sum_{i=1}^k c_{ij} \ln z_{ij} + (1 - \sigma) \ln \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right) + u_{jt}. \quad (2.16)$$

Por lo tanto, en este modelo se asume un parámetro de preferencias homogéneo para cada uno de los destinos j , siendo solo una caso particular de la demanda derivada del modelo de Armington. Si la especificación (2.16) es correcta y los predictores no están correlacionados con el término de error, luego utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para los datos agrupados (*pooled estimation*) es posible obtener un estimador consistente para la elasticidad de sustitución, aunque el error estándar correspondiente debe ser corregido para obtener una inferencia robusta. Ahora bien, asumiendo que el efecto específico de la heterogeneidad no observada de las preferencias difiere para cada j (i.e. α_j), que es lo esperable de la derivación teórica del modelo, una variante de (2.15) es considerar que esta variable aleatoria no observada α_j está correlacionada con los predictores observados dando lugar a un modelo de Efectos Fijos (EF). A pesar de la endogeneidad inducida por esta correlación, el modelo de EF permite obtener una estimación consistente de $(1 - \sigma)$ que es precisamente el efecto marginal del precio relativo sobre la esperanza condicionada $E \left(\ln \omega_{jt} | \alpha_j, \mathbf{z}_j, \ln \frac{p_{jt}}{P_t} \right)$, y con ello de la elasticidades de sustitución y precio (propio), que son justamente los parámetros de interés. El estimador de EF (comúnmente denominado Estimador *within*), si bien explota toda la información de los datos longitudinales y da un estimador consistente del parámetro de interés, no brinda una estimación para las variables auxiliares \mathbf{z}_j , pues el mismo consiste en substraer del modelo (2.15) la media en el tiempo, i.e. $\overline{\ln \omega_j} = \alpha_j + \sum_{i=1}^k c_{ij} \ln z_{ij} + (1 - \sigma) \overline{\ln \left(\frac{p_j}{P} \right)} + \bar{u}_j$, obteniendo

el modelo

$$\ln \omega_{jt} - \overline{\ln \omega_j} = (1 - \sigma) \left[\ln \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right) - \overline{\ln \left(\frac{p_j}{P} \right)} \right] + (u_{jt} - \bar{u}_j),$$

$$j = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T. \quad (2.17)$$

Así, el estimador de EF (*within*) consiste en el MCO de (2.17), obteniendo un estimador consistente para la elasticidad de sustitución en caso de que exista endogeneidad inducida por la posible correlación entre el efecto fijo específico α_j y los precios relativos que paga el importador ⁵.

Como alternativa al modelo de EF, el otro modelo usualmente utilizado con datos de panel es el de Efectos Aleatorios (EA), el que considera la variable aleatoria α_j distribuida independientemente de los predictores. Dado que consideramos el vector \mathbf{z}_j de variables auxiliares que explican al parámetro de preferencias β_j , resulta plausible suponer que la componente no observada no está correlacionada ni con éstos ni con el precio relativo, contrariamente a lo que supone el modelo de EF. Es decir, ambos supuestos son factibles para el modelo teórico de demanda, por lo que pueden proponerse como alternativos, y chequear la adecuación de cada uno con los datos observados. Específicamente, el modelo de EA asume que α_j y u_j son independientes distribuidas de la forma $\alpha_j \sim [\alpha, v_\alpha^2]$ y $u_{jt} \sim [0, v_u^2]$, denotando por v_i al desvío estándar de la variable aleatoria i . De esta manera, el modelo de EA puede verse como un refinamiento de (2.16) pero con otro término de error; a saber $\epsilon_{jt} = \alpha_j + u_{jt}$. Esto enriquece al modelo, al brindarle una estructura de (equi-) correlación de la forma $\text{corr}(\epsilon_{jt}, \epsilon_{js}) = v_\alpha^2 / (v_\alpha^2 + v_u^2)$ para $t \neq s$. Con esto el estimador de EA se obtiene por mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF) utilizando tal estructura de correlación, y con ello haciendo uso de las características de los datos de panel a diferencia del MCO agrupado de (2.16). Siguiendo a Cameron y Trivedi (2005: 705), este estimador de EA vía MCGF puede pensarse como un MCO en dos etapas del siguiente modelo

$$\ln \omega_{jt} - \hat{\lambda} \overline{\ln \omega_j} = (1 - \hat{\lambda})\mu + (1 - \hat{\lambda}) \sum_{i=1}^k c_{ij} \ln z_{ij} +$$

$$+ (1 - \sigma) \left[\ln \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right) - \hat{\lambda} \overline{\ln \left(\frac{p_j}{P} \right)} \right] + v_{jt}, \quad (2.18)$$

donde $v_{jt} = (1 - \hat{\lambda})\alpha_i + (u_{jt} - \hat{\lambda}\bar{u}_i)$ son términos de perturbación asintóticamente independientes e idénticamente distribuidos, y $\hat{\lambda}$ es un estimador consistente para $\lambda = 1 - \frac{v_u}{\sqrt{v_u^2 + T v_\alpha^2}}$, utilizando el estimador de *within* y *between* para obtener \hat{v}_u^2 y

⁵Lo que no ocurre con otros tipos de estimadores de datos de panel como el del modelo (2.16), el estimador *between* o el de efectos aleatorios, con la excepción del estimador del modelo en primeras diferencias que también “extrae” las variables t -invariantes.

\hat{v}_α^2 , y con ello de $\hat{\lambda}$ ⁶.

Para hacer inferencia correcta en cada uno de los modelos (2.15)-(2.18), es necesario corregir los errores estándar dado que los términos de perturbación aleatoria de cada uno de ellos posiblemente estén serialmente correlacionados (en t) y sean heterocedásticos dada la divergencia entre los orígenes de las importaciones. Por lo tanto, para controlar dichos factores en estos estimadores más simples (MCO agrupado, EF y EA) se pueden utilizar errores estándar robustos para paneles (Arellano, 1987) o realizar bootstrap (con remplazo en j y usando las observaciones re-muestreadas en todos los períodos de tiempo, para un individuo dado). Adicionalmente, estos modelos asumen independencia sobre j , ignorando así la posible correlación espacial entre los diferentes orígenes de la importación. Driscoll y Kraay (1998) proponen errores estándar robustos ante la presencia de autocorrelación serial (sobre t) como espacial (sobre j), considerando a su vez la potencial heterocedasticidad (Hoechle, 2007).

Además de considerar los modelos de EF y EA y corregir los consiguiente errores estándar, por las características de los datos de comercio y la extensión de la serie temporal respecto a N , si hay evidencia de correlación serial, se pueden obtener parámetros más eficientes en el marco de EF y EA, asumiendo de entrada que para el modelo (2.15) el error sigue un proceso auto-regresivo. Baltagi y Wu (1999) proponen un método para datos de panel para modelos de EF y EA asumiendo un AR(1), i.e. $u_{it} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ donde ε_{it} es un término de error que no presenta correlación serial. Este método también se aplica en el presente capítulo. Por último, para el modelo con datos agrupados (pooled) (2.16) también existe la posibilidad de incorporar una estructura de auto-correlación en el término de error y estimar tal modelo usando MCGF, que en la literatura estadística (en particular, en el marco de modelos para familias exponenciales) es un caso particular del modelo GEE (*generalized estimating equation*) con función de enlace igual a la identidad y utilizando la distribución normal (Liang y Zeger, 1986).

En resumen, los modelos a considerar para estimar las demandas de importaciones lácteas de los países seleccionados, serán:

- . **MCO-rob**: Regresión agrupada (pooled) del modelo (2.16) estimado por MCO con errores estándar robustos para datos de panel (correlación serial y heterocedasticidad).
- . **MCO-DK**: Regresión agrupada del modelo (2.16) pero utilizando la corrección de Driscoll y Kraay para los errores estándar (por la potencial correlación serial, espacial y heterocedasticidad).

⁶Para detalles de los estimadores ver Cameron y Trivedi (2005:726-739)

- . **MCGF-rob**: Regresión agrupada estimada vía mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF) asumiendo que el error sigue un proceso AR(1) y utilizando errores estándar robustos por heterocedasticidad.
- . **EF-rob**: Modelo de EF (2.17) usando el estimador *within* y errores estándar robustos para datos de panel.
- . **EF-DK**: Modelo de EF (2.17) usando el estimador *within* con errores estándar de Driscoll y Kraay.
- . **EF-AR(1)**: Modelo de EF (2.17) asumiendo que el error sigue un AR(1) i.e. $u_{it} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$.
- . **EA-rob**: Modelo de EA (2.18) usando errores estándar robustos para datos de panel.
- . **EA-AR(1)**: Modelo de EA asumiendo un AR(1) para el término de error.

Si bien la estimación de todos estos modelos sirve para comparar los resultados de los parámetros de las funciones de demanda y poder obtener conclusiones más robustas en torno al valor de las elasticidades de interés, es necesario tomar una decisión respecto a cuál de estos modelos se ajusta mejor a los datos, y así quedarnos con el que sea más conveniente para interpretar los resultados. En primer lugar, debe evaluarse la potencial correlación entre las variables aleatorias α_j y u_{jt} dado que en el caso de que exista y sea significativa, debe seleccionarse un modelo de EF dado que tanto los modelos agrupados como los de EA no son consistentes. En caso contrario (i.e. que no estén correlacionados) con MCO o MCGF se obtienen estimadores consistentes para datos de panel, y tales estimadores resultan más atractivos al estar identificados los parámetros para las variables auxiliares \mathbf{z}_j t -invariantes. Usualmente, para contrastar EF vs. EA se utiliza el test de Hausman. Sin embargo, el mismo asume que el estimador de EA es eficiente, lo que puede verificarse cuando los errores estándar del MCGF difieren de la corrección robusta por datos de panel. Wooldridge (2010) propone una versión robusta (usando los errores estándar robustos) que es utilizada en el presente capítulo, pero adaptándola para el caso de paneles no balanceados como es en el presente caso.

En segundo lugar, se realiza un test de Wooldridge de correlación serial para datos de panel (Wooldridge, 2010; Drukker, 2003) con el fin de analizar la conveniencia de utilizar aquellos modelos que asumen un proceso auto-regresivo para los errores.

Para el procesamiento de datos, estimación de los modelos, cómputo de elasticidades y construcción de los test de hipótesis se utilizó el software **Stata** versión

12.1⁷.

2.3.2. Descripción de Datos y Variables

Los datos de los flujos comerciales usados para la estimación de las demandas de importaciones de los países seleccionados, provienen de la base de COMTRADE (2014) para el período 1999-2013. Para cada país se toman los valores C.I.F. (G_{jt}) y las cantidades importadas (q_{jt}) de LPE (para Argelia, Senegal y Venezuela) y de Quesos (para Rusia y México) de cada país de origen j (i.e. exportador). De las cantidades y valores importados de cada j se obtienen los precios implícitos (C.I.F.) pagados por dicho producto, de la forma $p_{jt} = G_{jt}/q_{jt}$.

La variable respuesta del modelo de demanda (2.13)-(2.15), viene dada por el logaritmo de la participación que tiene el exportador j en el gasto total en importaciones del producto lácteo en cuestión realizado por el importador en el momento t , i.e. la participación se construye vía $\omega_{jt} = G_{jt}/G_t$ donde $G_t = \sum_{j \in J} G_{jt}$ para J el conjunto de todos los países de origen de las importaciones.

Para el índice de precios P_t , al tomar el denominado índice de Stone (2.11), debe tenerse en cuenta que al usar las participaciones de mercado de cada origen (ω_{jt}) como los ponderadores del mismo, puede aparecer un problema de endogeneidad por simultaneidad, pues la participación de los exportadores está presente en el índice de precios como variable predictora y como argumento en la variable respuesta. Por ello en base a Eales y Unnevehr (1991), en (2.11) se utiliza la participación rezagada, por lo que el índice se construye de la forma

$$\ln P_t = \sum_{j \in J} \omega_{j,t-1} \ln p_{jt} = \sum_{j \in J} \frac{G_{j,t-1}}{G_{t-1}} \ln \left(\frac{G_{jt}}{q_{jt}} \right). \quad (2.19)$$

Al rezagar un período para la construcción del índice (2.19), es que para la estimación de los modelos se termina tomando el período 2000-2013.

Para cada importador se consideran los países de origen que tienen cierta regularidad en el comercio. Es decir, existen algunos países que realizan exportaciones esporádicas que no son considerados en el modelo debido a que, cuando participan en el comercio, su participación en el gasto total de importaciones es muy pequeña, a la vez que lo hacen en pocos años (y saltados) del período considerado. Su incorporación daría un gran desbalance al panel, lo que podría traer aparejado problemas en los estimadores (en caso de no involucrar correcciones por sesgo de selección), a la vez de tener una dudosa contribución para explicar la demanda por orígenes. Si bien los paneles de datos formados no están

⁷Single-user Stata perpetual licence. Serial Number: 40120593398. Licensed to Rodrigo García Arancibia, IECAL-UNL

balanceados, se procuró considerar aquellos orígenes con más permanencia en el mercado. Por ello el nivel de desbalance es pequeño, dado que los orígenes predominantes suelen registrar ventas en todos los años del período. También muchos de ellos suelen participar en el comercio de manera regular a pesar de mostrar participaciones ínfimas en el total importado.

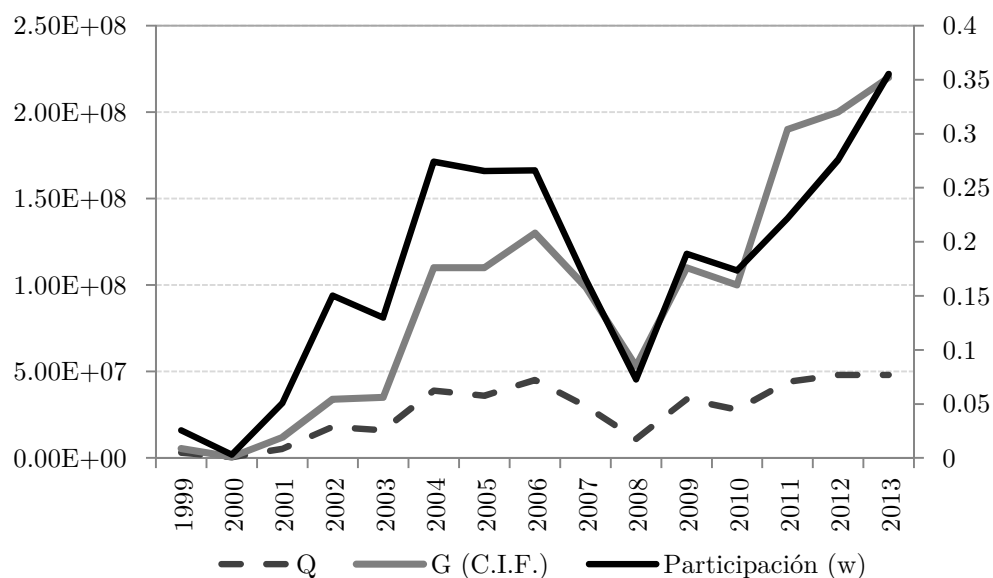
Los países de origen de los importadores seleccionados se presentan en las tablas A.3-A.7, que por la extensión de las mismas se presentan en el Apéndice. En éstas se reportan algunos estadísticos básicos de las variables de interés, como ser la participación y el precio promedio de cada origen, como así también el precio relativo al índice de precios de los lácteos importados, utilizando el índice de Stone dado en (2.19).

Para Argelia (tabla A.3) se tiene un total de 28 países de origen en las importaciones de LPE. De los valores promedios del período, se observa que Francia se ubica como principal importador con una participación media de 30.9 por ciento, alcanzando un máximo de 70.3 por ciento en el año 2000, mostrando luego una continua tendencia decreciente en el período. Luego, Nueva Zelanda ocupa el segundo lugar con una participación promedio de mercado del 20.1 por ciento, con precios medios menores al índice general ($\bar{p}_{NZ}/\bar{P} = 0.965$), contrariamente a Francia cuyos precios medios son superiores ($\bar{p}_{Francia}/\bar{P} = 1.19$). Para Nueva Zelanda, la evolución de su participación de mercado es creciente: en el período 1999-2002, llegaba al 10 por ciento, mientras que en 2012-2013 supera al 38 por ciento del valor total de la LPE importada por Argelia. En tercer lugar se ubica Argentina con una participación media del 17.5 por ciento y precios relativos medios menores a los de Francia, pero levemente superiores a los de Nueva Zelanda ($\bar{p}_A/\bar{P} = 1.063$).

En la figura 2.1 se puede apreciar la evolución de las importaciones de LPE argentina realizadas por Argelia en cantidades (kilogramos) y valores C.I.F. en dolares, como también su participación de mercado (medida en el eje secundario). La figura muestra una pronunciada tendencia positiva de las tres variables, con una importante caída en 2008 en coincidencia con las políticas internas argentinas de retenciones, precios de cortes y demoras en las autorizaciones (Depetris Guiguet et al., 2013), que sin duda tuvieron un impacto negativo en el posicionamiento argentino en dicho mercado. Luego de esta depresión, se observa una rápida recuperación, alcanzando en 2013 una participación del 35 por ciento.

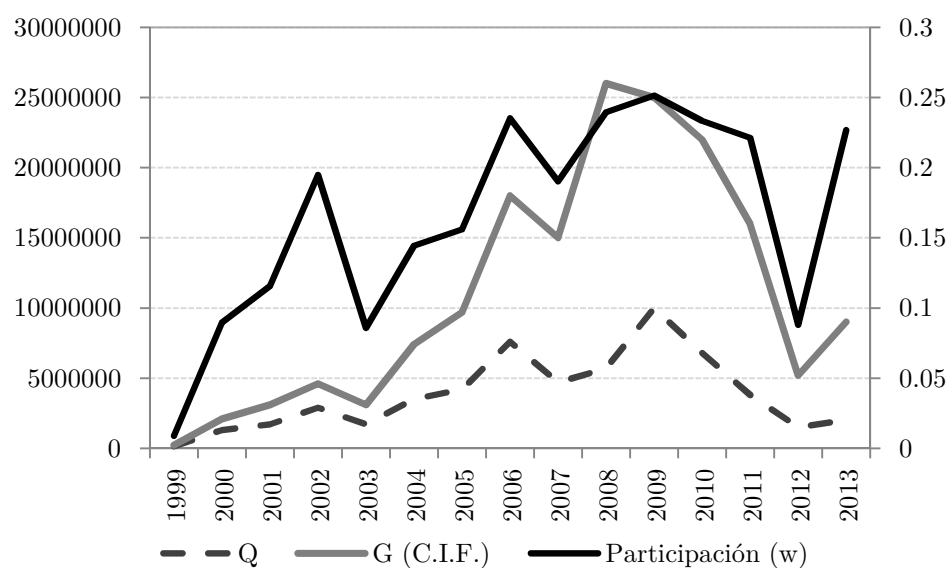
Para las importaciones de LPE de Senegal se consideraron un total de 19 orígenes (tabla A.4). Tomando el promedio del período, nuevamente Francia aparece como el exportador con mayor participación de mercado (35.4 por ciento), con un precio relativo superior en un 17 por ciento en promedio. Entre 1999 y 2004, su participación era mayor al 50 por ciento, con una posterior tendencia de-

Figura 2.1: Cantidad, Valor Importado y Participación de la LPE Argentina en el Mercado Argelino. Período 1999-2013



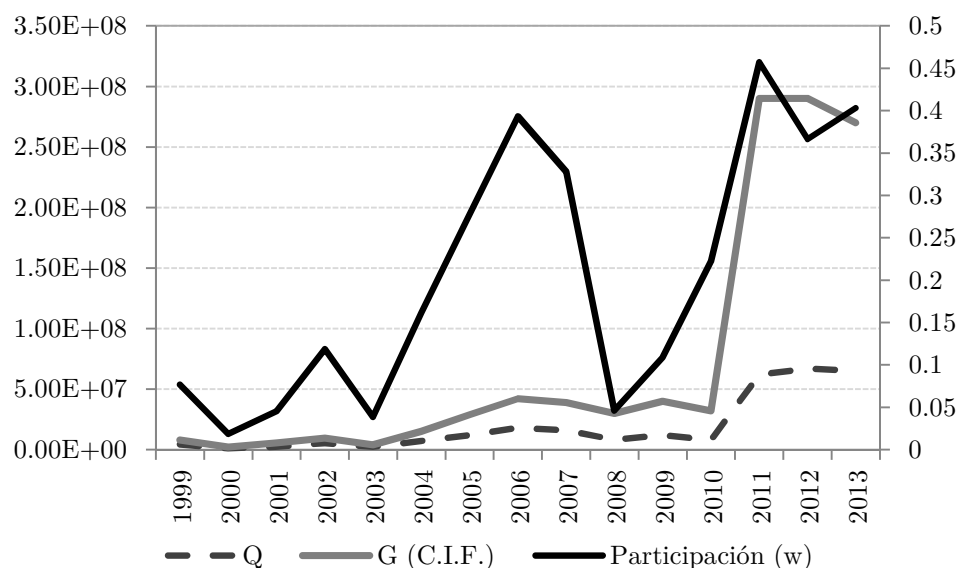
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade (2014).

Figura 2.2: Cantidad, Valor Importado y Participación de la LPE Argentina en Senegal. Período 1999-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade (2014).

Figura 2.3: Cantidad, Valor Importado y Participación de la LPE Argentina en Venezuela. Período 1999-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade (2014).

creciente llevando su participación a un nivel del 15 por ciento, con una posterior recuperación en 2012-2013 a niveles similares a la participación media. Después de Francia, sigue Argentina con una participación media del 16.5 por ciento, y es seguido Irlanda y Nueva Zelanda que mantienen una cuota de mercado promedio del 10 por ciento aproximadamente.

En la figura 2.2 se observa que a pesar de las caídas coyunturales de 2003 y 2007-2008, las importaciones de LPE realizadas por Senegal desde Argentina, tuvieron un marcado crecimiento hasta 2009, donde luego de una abrupta caída hacia 2011-2012 comienzan a recuperarse con una participación similar a las máximas reveladas entre 2008 y 2010.

En Venezuela se tienen también 19 orígenes para las importaciones de LPE (tabla A.5). En este caso, Nueva Zelanda es quien tiene la mayor participación de mercado, promediando en todo el período. Con precios medios inferiores al índice de precios, Nueva Zelanda presenta una participación promedio del 38.5 por ciento del total importado, con un máximo de 70.1 por ciento en 2010, manteniendo luego su participación por encima del 45 por ciento. En segundo lugar se ubica Argentina con una participación media del 20.5 por ciento y precios superiores al índice promedio. Luego siguen algunos orígenes cercanos, como Colombia y Brasil, con una participación media del 13.3 y 7 por ciento, respectivamente. Por ende, en términos comparativos, se observa una elevada concentración del mercado venezolano de LPE importada.

En la figura 2.3 se puede apreciar la fuerte volatilidad de las compras vene-

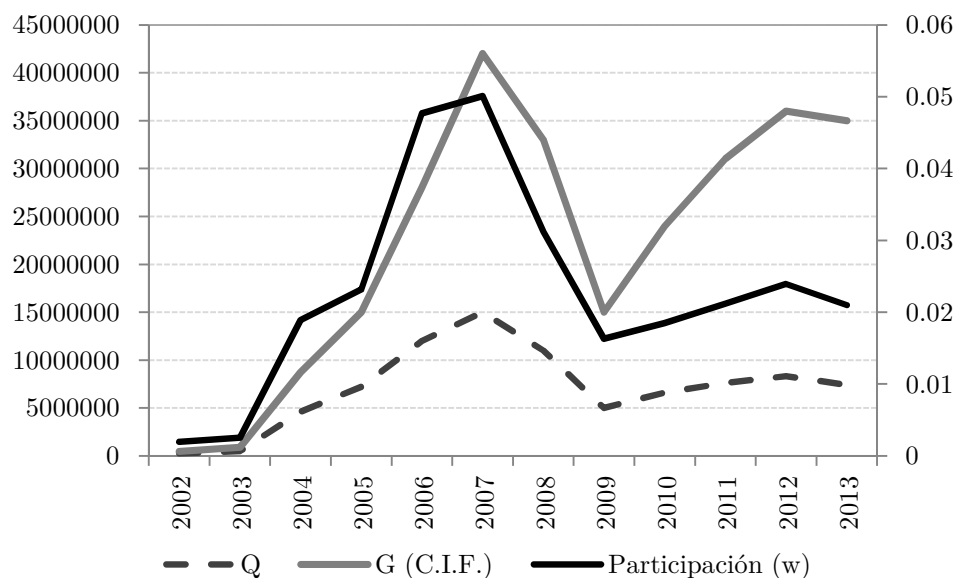
zolas de LPE Argentina. En particular, se observa un gran salto en 2005-2007, coincidiendo con el convenio de salvataje realizado entre SanCor Coop. Unidas Ltda. y el gobierno venezolano, garantizando un importante volumen a comerciar de leche en polvo (Ressel y Silva, 2008). Luego de la caída acontecida en período de restricción de las exportaciones argentinas, en 2009 existe un fuerte incremento en las compras venezolanas que coincide con el envío conjunto de exportaciones retenidas, con la posterior liberalización. A partir de 2011, el mercado venezolano parece consolidarse para la exportaciones argentinas, enviando más de 60,000 toneladas, representando más del 35 por ciento del valor total de las importaciones venezolanas de LPE.

Para la demanda de importaciones de quesos en Rusia, se registraron un total de 32 orígenes (tabla A.6). Para el período analizado, los quesos provenientes de Ucrania representan en promedio casi el 30 por ciento de las importaciones totales. Para este caso, existe un importante quiebre estructural acontecido en 2006 debido a la denominada “Guerra del Queso”, a partir de la cual se restringen operaciones comerciales bajo argumentos basados en calidad y seguridad alimentaria, debido a violaciones de estándares técnicos de varios productores lácteos ucranianos monitoreados por Rusia como importador. Sin embargo, se afirma que existe un trasfondo político por negociaciones históricas sobre el precio y sistema de transporte del gas entre ambos países (Nivievskyi, 2012). Tal fue el impacto de este conflicto, que las importaciones rusas de queso ucraniano pasaron de representar el 47.5 por ciento en 2005 al 19.7 en 2006.

El segundo origen de mayor importancia en las importaciones rusas de quesos es Alemania, con una participación media del 22.6 por ciento del mercado. Luego siguen Finlandia y Lituania con el 10.2 y 8.4 por ciento, respectivamente. En el ranking según participación media del período, Argentina ocupa el noveno lugar con un 2.2 por ciento del mercado, luego de Nueva Zelanda que participa con el 3.5 en promedio. Por ello, si bien en términos absolutos la participación argentina no parece relevante, dada la gran cantidad de competidores en este mercado, Argentina ocupa el noveno lugar en un ranking de 32, con una participación similar a la de importantes exportadores mundiales como Francia y Nueva Zelanda. La figura 2.4 muestra que hasta 2003 la importación rusa de queso argentino apenas alcanzaban las 2,500 toneladas, mientras que 2 años después se incrementan a 12,000 toneladas. Luego de una fuerte caída entre 2008-2010, se recupera la posición argentina en el mercado ruso con una participación aproximada del 4 por ciento del total importado de quesos.

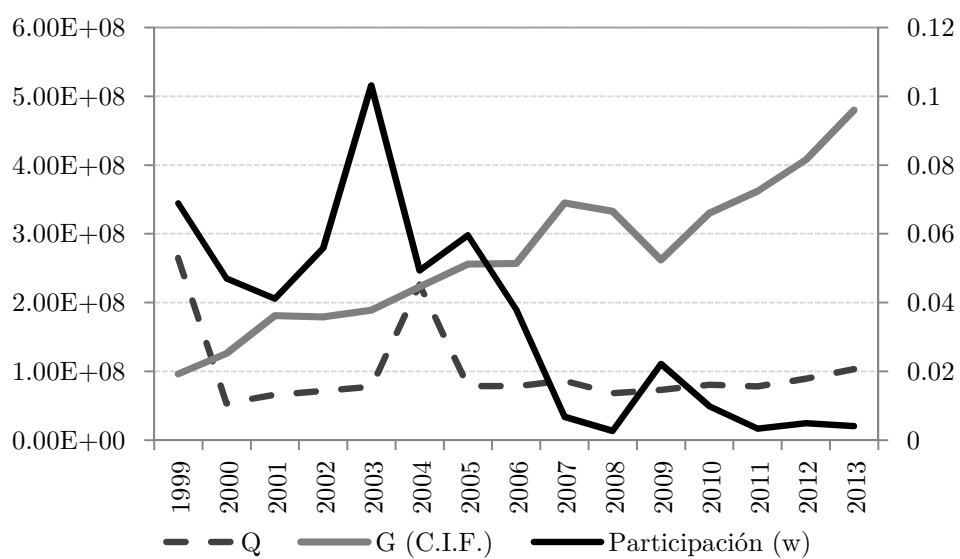
Para la demanda de quesos importados de México, se seleccionaron 16 orígenes (tabla A.7). En este caso, las importaciones están muy concentradas en Estados Unidos, quien tiene una participación promedio del 49.5 por ciento, con precios

Figura 2.4: Cantidad, Valor Importado y Participación de los Quesos Argentinos en Rusia. Período 2002-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade (2014).

Figura 2.5: Cantidad, Valor Importado y Participación de los Quesos Argentinos en México. Período 1999-2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade (2014).

superiores al promedio ponderado de los orígenes. A su vez, México constituye el principal destino de las exportaciones estadounidenses de quesos, con ventajas no sólo en términos de su proximidad sino a partir de la reducción arancelaria gradual con la implementación del NAFTA en 1994 (Ramirez y Wolf, 1998: 36).

Luego de Estados Unidos, países como Nueva Zelanda y Holanda, han logrado mantener tasas promedios en el orden del 9 por ciento. También Chile y Uruguay, fortalecidos por acuerdos comerciales con México, han logrado en los últimos años obtener participaciones de mercado superiores al 10 por ciento, acompañadas por una declinante evolución de las participaciones neozelandesas y europeas. Argentina, por su parte, muestra una participación promedio igual al 3.4 por ciento, con un máximo del 10.3 por ciento en 2003. En la figura 2.5 se aprecia que luego de 2003, su participación en el mercado mexicano muestra una tendencia fuertemente decreciente. Como se observa en la figura, si bien el valor de las importaciones se incrementó (conjuntamente con la subida del nivel de precios internacionales), las cantidad importada desde Argentina ha permanecido relativamente estable. Esto revela que la demanda mexicana de quesos ha tenido un importante crecimiento, pero Argentina no ha logrado incrementar sustancialmente sus envíos, por lo que su participación en el total ha disminuido de forma casi continua en el período.

Las variables incluidas en el vector $\mathbf{z}_j^T = (z_{1j}, \dots, z_{kj})$ varían según el país importador que se está considerando. Sin embargo, en todos se considera el idioma en común entre el importador y el exportador. El idioma en común, además de facilitar las relaciones comerciales por cuestiones puramente de lenguaje, es considerada una variable *proxy* de la “distancia cultural” entre dos naciones. Ésta, queda determinada en muchos casos, por relaciones coloniales pasadas, o bien por el compartimiento de las mismas raíces coloniales, que establecen patrones culturales que afectan, entre otras cosas, a los gustos y preferencias de la población consumidora (Fidrmuc, 2009). Por ello se espera que la misma tenga un efecto positivo sobre la demanda.

En un principio también se consideró la distancia física (en millas marítimas). Sin embargo fue descartada debido a que existen países como los de Oceanía, que a pesar de ser muy distantes, mantienen una importante participación en un cierto mercado, lo que es determinado, en gran parte, por el hecho de ser los principales exportadores mundiales. Por ende, si no se controla este factor, el parámetro de la distancia sería positivo (contrariamente a lo esperado, debido a los costos de transportes). Para evitar este *confounding*, se introducen variables indicativas de bloques de países o continentes (e.g. Oceanía). Una vez introducidos, la distancia física ya no muestra contribución estadística (ni económica) en los modelos, por lo que al final no fue considerada, obteniendo así modelos más simples de interpretar.

Luego de varias pruebas “piloto” sobre las variables a considerar en el término correspondiente al efecto-específico observado, para cada país se consideraron las siguientes:

- . Para **Argelia**: al ser un estado miembro del GSTP (*Global System of Trade Preferences among Developing Countries*), se incluye una variable *dummy* para indicar si algún país de origen j pertenece a este acuerdo de preferencia de comercio. También se incluye una indicadora de la Unión Europea. A pesar de que ya tenía acuerdo de cooperación, en el 2002 se firma un acuerdo de asociación (*The Algeria-EU Association Agreement*) que empieza a correr desde Setiembre de 2005⁸. También se incluye una variable para captar el efecto Oceanía. Por lo tanto, para los efectos específicos observados se tiene $\mathbf{z}_j^T = (\text{Idioma}, \text{UE}, \text{GSTP}, \text{Oceania})$.
- . Para **Senegal** y **Venezuela**: se incluyen variables indicadoras según donde pertenezca el país de origen, i.e. miembro de la UE, Sudamérica, Oceanía u Otros (tomada como base). Por ende, $\mathbf{z}_j^T = (\text{Idioma}, \text{UE}, \text{SudA}, \text{Oceania})$.
- . Para **Rusia**: se incluye una variable para captar el efecto-específico de Ucrania, y otra para denotar el conflicto de la denominada “Guerra del Queso” (*Cheese War*) consistente en una variable *dummy* para el período 2006-2013, dado la perdurabilidad del conflicto iniciado en 2006 (Nivievskyi, 2012). Al incluir ambas, se busca separar el efecto del conflicto de la importancia histórica que tiene Ucrania en el mercado ruso. Además se incluye una variable para indicar la pertenencia del importador j a la denominada Comunidad de Estados Independientes (CEI), conformada por países de la ex-URSS con numerosos acuerdos comerciales y de cooperación económica⁹. También se incluyen una *dummy* para los países exportadores de Europa Occidental¹⁰, una para Sudamérica y otra para Oceanía. De esta forma, se tiene $\mathbf{z}_j^T = (\text{Idioma}, \text{Ucrania}, \text{CheeseWar}, \text{CEI}, \text{Europa Occ.}, \text{SudA}, \text{Oceania})$.
- . Para **México**: por la importancia de Estados Unidos en las importaciones, se incluye tal variable indicadora que captaría conjuntamente el efecto de cercanía, frontera en común y del NAFTA. Dado el acuerdo de libre comercio firmado en 1996 entre Chile y México, se incluye una *dummy* para la misma¹¹. También para el acuerdo entre Uruguay y México con vigencia a

⁸<http://www.enpi-info.eu/library/content/eu-algeria-association-agreement>.

⁹Mayores detalles del CEI: <http://www.cisstat.com/eng/index.htm>.

¹⁰Se consideró Europa Occidental y no la Unión Europea, para dejar de base a los países más cercanos a Rusia que pertenecen a la UE y no a la CEI. Se probó poniendo la UE, no obteniendo un efecto significativo en los modelos.

¹¹http://www.sice.oas.org/trade/chmefta/text_s.asp

partir de 2004¹², y para la UE con quien firmaron una serie de acuerdos comerciales¹³. En este caso no se incluye Oceanía al no mostrar contribución alguna en el modelo. Por lo tanto, para el caso de México se tiene $\mathbf{z}_j^T = (\text{Idioma}, \text{EEUU}, \text{ALC-Uru}, \text{ALC-Chile}, \text{UE})$.

2.4. Resultados

En primer lugar, se presentan los parámetros estimados de las ecuaciones de demanda, comparando los distintos modelos probados para datos de panel, y realizando algunos test de hipótesis a fin de evaluar la adecuación de cada uno de ellos. Luego se exponen e interpretan las elasticidades-precio y sustitución, seleccionando para tal fin, el estimador más acorde a partir de la evaluación estadística-econométrica previamente realizada de los modelos.

2.4.1. Modelos Estimados

A los fines de brindar una exposición más amena de los resultados, primero se analizan los resultados de las estimaciones de las ecuaciones de Armington para los importadores seleccionados de LPE, i.e. Argelia, Senegal y Venezuela; y seguidamente se realiza un análisis equivalente para los importadores de quesos, i.e. Rusia y México.

Demanda de Importadores de LPE

Los parámetros de la demanda argelina de LPE, con sus correspondientes errores estándar y algunas medidas adicionales de bondad de ajuste, se presentan en la tabla 2.1.

El coeficiente correspondiente al precio es positivo (menor que uno) y en general, significativo (excepto para los modelos EF-DK y EF-AR(1)). Los modelos agrupados arrojan valores superiores a los de EF y EA, y por ende estiman una elasticidad de sustitución menor en dicho mercado. Incluso los estimadores MCO llegan casi a duplicar el de EA con componente AR(1).

El efecto del idioma es similar en todos los modelos, excepto en el MCGF-rob que arroja un impacto mucho mayor. En todos los casos es estadísticamente significativo (aunque con diferentes niveles) y, como era esperable, es positivo, indicando con ello que el idioma en común (i.e. el francés) tiene un impacto positivo significativo en la participación del mercado de importaciones.

¹²http://www.sice.oas.org/trade/mexurfta_s/Text_s.asp

¹³http://www.sice.oas.org/TPD/MEX_EU/MEX_EU_s.ASP

Tabla 2.1: Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de LPE de Argelia

Variable	Modelos Agrupados (Pooled)			Modelos de Efectos Fijos			Modelos de Efectos Aleatorios	
	MCO-rob	MCO-DK	MCGF-rob	EF-rob	EF-DK	EF-AR(1)	EA-rob	EA-AR(1)
$\ln(p_{it}/P_t)$	0.821* (0.4374)	0.821** (0.3244)	0.6262** (0.3055)	0.5423* (0.3027)	0.5423 (0.3292)	0.2748 (0.2342)	0.5692* (0.3097)	0.4466** (0.217)
idioma	1.5613* (0.7899)	1.5613*** (0.3741)	2.4573*** (0.5866)				1.5565* (0.8613)	1.6411** (0.8355)
UE	1.699** (0.6669)	1.699*** (0.4498)	0.777* (0.4353)				1.5602*** (0.5919)	1.6677** (0.79)
GSTP	1.4536 (0.9423)	1.4536*** (0.2174)	0.5469 (0.7647)				1.2329 (0.7689)	1.2209 (0.8786)
Oceanía	2.911* (1.4653)	2.911*** (0.3295)	3.3953** (0.0259)				2.9894** (1.4225)	3.0901** (1.2409)
Intercepto	-6.3623*** (0.6089)	-6.3623*** (0.1932)	-5.2832*** (0.0473)	-4.5805*** (0.0014)	-4.5805*** (0.0565)	-4.7786*** (0.0746)	-6.5811*** (0.4983)	-6.7905*** (0.6951)
N	270	270	172	270	270	242	270	270
r_b^2				0.1264	0.1264	0.1286	0.2999	0.2961
r_w^2				0.0151	0.0151	0.0064	0.0151	0.0151
v_α				1.7033		1.8112	1.5088	1.292
v_u				1.23		1.1598	1.23	1.1071
ρ_ϵ				0.6572	0.6572	0.7092	0.6007	0.5767
ρ_{AR}						0.5722		0.5722
$corr(y_{hat}, y_{obs})$	0.453	0.453	0.3926	0.1663	0.1663	0.1467	0.4484	0.4462
R^2	0.2052	0.2052	0.1541	0.0277	0.0277	0.0215	0.2011	0.1991

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** estadísticamente significativo al 1 %; **significativo al 5 %; *significativo al 10 %

Un impacto significativo, levemente mayor al del idioma, se encuentra en el coeficiente correspondiente a la UE. Nuevamente, el modelo MCGF-rob diverge, y en este caso, en el sentido contrario al coeficiente del idioma.

El coeficiente del GSTP también es positivo, pero en este caso solo es significativo para el estimador MCO-DK.

El mayor coeficiente de las variables consideradas es el de Oceanía, siendo positivo y estadísticamente significativo en todos los modelos, con un efecto mayor para los estimadores de datos agrupados MCFG-rob y el EA-AR(1).

Las medidas del R-cuadrado para los modelos de datos de panel muestran que tanto el estimador de EF como de EA explican mayormente la variabilidad entre los distintos orígenes (r_b^2) y poco la variabilidad dentro de cada origen a través de tiempo (r_w^2). Por ello, los estimadores de efectos-fijos dan un ajuste muy pobre, al considerar sólo la variabilidad dentro de cada país (*within*) y no ajustar con las variables del efecto-específico. Esto también puede observarse del coeficiente ρ_ϵ , que muestra la importancia del efecto aleatorio en la variabilidad total no ajustada por las variables incorporadas en el modelo.

Para Senegal (tabla 2.2) se observan valores positivos del estimador de $(1 - \sigma)$, siendo estadísticamente significativo, excepto para los modelos MCO-rob, EF-rob y EA-rob. Para los estimadores MCO el coeficiente estimado es mayor que uno, lo que significa una elasticidad de sustitución negativa, lo que contradice a lo esperado en términos económicos, y al modelo teórico, para el cual $\sigma > 0$.

El idioma en común, si bien presenta el signo esperado, para ningún modelo es estadísticamente significativo.

Los países de la UE muestran tener una participación significativamente mayor. También ocurre para Sudamérica y Oceanía, mostrando por lo general ser estadísticamente significativas, y en estos dos casos los coeficientes son mayores a los de la UE. En particular, el mayor coeficiente se revela para Sudamérica, con la participación de Argentina, Brasil y Uruguay.

Si bien para los modelos agrupados y los de EA se observan ajuste aceptables en términos del R-cuadrado, nuevamente los modelos de EF muestran valores bajos tanto en la variabilidad explicada intra (*within*) como entre (*between*), lo que tiene sentido al considerar que para EF sólo se tiene la variable precio, mientras que todas las otras t -invariantes, que contribuyen significativamente para explicar la variabilidad del logaritmo de la participación, se anulan para este estimador. Sin embargo, en términos relativos, se observa que en este caso los estimadores de efectos fijos (EF-rob y EF-DK) explican más la variabilidad dentro de cada origen a través de tiempo, que la existente entre cada origen. Ocurre lo contrario para el estimador de efectos fijos con AR(1) que al igual que con los de EA, se observa un mejor ajuste de la variabilidad entre cada origen.

Tabla 2.2: Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de LPE de Senegal

Variable	Modelos Agrupados (Pooled)			Modelos de Efectos Fijos			Modelos de Efectos Aleatorios	
	MCO-rob	MCO-DK	MCGF-rob	EF-rob	EF-DK	EF-AR(1)	EA-rob	EA-AR(1)
$\ln(p_{it}/P_t)$	1.4676 (0.8527)	1.4676*** (0.217)	0.1725* (0.0924)	0.7171 (0.4656)	0.7171** (0.2504)	0.4864* (0.2576)	0.7399 (0.4875)	0.6225** (0.2449)
idioma	0.6605 (1.3248)	0.6605 (0.413)	0.4366 (0.9914)				0.4525 (1.6205)	0.4806 (1.1489)
UE	2.4146** (1.1395)	2.4146*** (0.6578)	1.2403*** (0.2493)				1.8861 (1.1857)	1.9428* (1.0678)
SudA	3.8165** (1.1353)	3.8165*** (0.9391)	1.3005 (0.8063)				3.4633*** (1.1219)	3.4585*** (1.2933)
Oceanía	3.2752*** (1.1178)	3.2752*** (0.656)	1.0155*** (0.0143)				2.8919*** (1.1143)	2.967** (1.462)
Intercepto	-6.6942*** (0.9924)	-6.6942*** (0.7616)	-4.0723*** (0.021)	-4.0888*** (0.007)	-4.0888*** (0.0343)	-4.0886*** (0.0946)	-6.4663*** (1.0002)	-6.5357*** (0.862)
N	198	198	112	198	198	179	198	198
r_b^2				0.0277	0.0277	0.1753	0.3107	0.306
r_w^2				0.0416	0.0416	0.0219	0.0416	0.0416
v_α				2.119	2.119	1.9844	1.9861	1.5762
v_u				1.2928	1.2928	1.2636	1.2928	1.2297
$\rho_{\epsilon\text{psilon}}$				0.7288	0.7288	0.7115	0.7024	0.6216
ρ_{AR}						0.2556		0.2556
$\text{corr}(y_{\text{hat}}, y_{\text{obs}})$	0.5064	0.5064	0.3869	0.216	0.216	0.216	0.4894	0.4858
R^2	0.2564	0.2564	0.1497	0.0467	0.0467	0.0467	0.2395	0.2360

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** estadísticamente significativo al 1 %; **significativo al 5 %; *significativo al 10 %

Los coeficientes de la demanda de importaciones de Venezuela se presentan en la tabla 2.3. Respecto al precio relativo, se observa que, excepto para los modelos que asumen una estructura AR(1) de los errores, en los demás casos tal coeficiente es no significativo, y el valor del parámetro cambia considerablemente de pasar de un modelo a otro. Para los estimadores que dan un coeficiente del precio relativo estadísticamente significativo, se observa que para el de efectos fijos EF-AR(1), el mismo es mayor a uno, lo que no es consistente en términos económicos. Por otra parte, el estimador de efectos aleatorios EA-AR(1) es menor que uno, aunque está revelando una elasticidad de sustitución prácticamente nula, lo que tiene sentido para este país, al considerar casos como el de las importaciones argentinas cuya demanda responde más a cuestiones de otra índole (e.g. salvataje a Sancor) que a las del precio negociado.

El coeficiente del idioma en este caso, muestra un signo contrario a lo esperado (negativo), sin embargo en general no es significativo con la excepción de los estimadores MCO-DK y MCGF-rob. En este último, resulta muy llamativo la magnitud de dicho coeficiente, que cómo en los dos casos anteriores, este método arroja resultados muy divergentes respecto al resto. A su vez, en este caso, el ajuste logrado por el mismo resulta muy pobre respecto a los demás modelos agrupados.

La indicadora de la Unión Europea es estadísticamente significativa sólo para los modelos agrupados, mostrando nuevamente importantes diferencias entre los estimadores MCO (para el cual es positiva) y el generalizado MCGF-rob. Los modelos de EA muestran coeficientes positivos pero no significativos.

Por su parte, la indicadora de Sudamérica, entre los que se encuentran Argentina, Chile, Colombia, Ecuador y Uruguay, es claramente positiva y estadísticamente significativa para todos los modelos.

También Oceanía, con un coeficiente mayor al de Sudamérica, es positiva y estadísticamente significativa, explicando con ello una mayor participación en el gasto de la LPE de origen neozelandés.

Para este caso, al tener poco peso el precio relativo para explicar las importaciones venezolanas, para los modelos de efectos fijos, que sólo incluyen a la misma, es de esperar un ajuste muy pobre de la variabilidad total de los datos, y por ello tampoco tiene sentido evaluarlo desde tal punto de vista. Solo interesaría conocer si el estimador del precio relativo ajustado por tal método es consistente, y de ser posible, eficiente. Los estimadores MCO y de EA muestran ajustes similares, aunque muestran importantes diferencias de sus coeficientes, principalmente en el que puntualmente interesa que es el del precio. En el resto de los parámetros estimados, hay mayor coincidencia.

Tabla 2.3: Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de LPE de Venezuela

Variable	Modelos con Datos Agrupados				Modelos de Efectos Fijos		Modelos de Efectos Aleatorios	
	MCO-rob	MCO-DK	MCGF-rob	EF-rob	EF-DK	EF-AR(1)	EA-rob	EA-AR(1)
$\ln(p_{ji}/P_t)$	-0.1696	-0.1696	-0.4334	0.6828	0.6828	1.054***	0.6041	0.9392**
idioma	1.1799	0.3298	0.9635	0.8279	0.424	0.3834	0.869	0.3674
	-1.6134	-1.6134*	-5.1862***				-1.8249	-1.7803
UE	1.7492	0.7734	0.8335				1.6625	1.2845
	2.5075**	2.5075***	-2.6605***				1.6749	1.6085
SudA	1.0007	0.7116	0.0281				1.1188	1.317
	5.3913**	5.3913***	3.4458***				4.835**	4.6226***
Oceanía	1.9652	1.1368	0.8514				1.9762	1.7392
	6.5139***	6.5139***	0.0001***				6.1849***	6.1836***
Intercepto	0.8057	1.1027	0.0000				0.8995	2.0259
	-7.5349***	-7.5349***	-1.0191***	-4.5915***	-4.5915***	-4.5915***	-7.1767***	-7.153***
	0.8028	1.0274	0.0391	0.0782	0.2893	0.1446	0.8988	1.1942
N	186	186	65	186	186	167	186	186
r_b^2				0.0327	0.0327	0.1522	0.414	0.3996
r_w^2				0.0169	0.0169	0.0489	0.0169	0.0169
v_α				2.3775	2.3775	2.4214	1.912	1.4557
v_u				1.98	1.98	1.8385	1.98	1.8247
ρ_ϵ				0.5905	0.5905		0.4825	
ρ_{AR}						0.3195		0.3195
$corr(y_{hat}, y_{obs})$	0.5526	0.5526	0.2516	0.0700	0.0700	0.0787	0.5367	0.5241
R^2	0.3054	0.3054	0.0633	0.0049	0.0049	0.0062	0.2880	0.2747

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** estadísticamente significativo al 1 %; **significativo al 5 %; *significativo al 10 %

Por lo tanto, para los tres países analizados, se observa que al comparar los diferentes estimadores, en muchos casos existen diferencias importantes entre los mismos, por lo que deben realizarse algunas pruebas adicionales con el fin de disminuir el riesgo de elegir un estimador incorrecto, con el cual se computarán las elasticidades, y con ello se obtendrán conclusiones económicas. A excepción de Argelia que presenta mayor estabilidad en los parámetros estimados, para los otros dos, y puntualmente para Venezuela, hay mayor divergencia, haciendo menos confiable la conclusión que pueda obtenerse de la elección de uno de ellos para el análisis económico.

Las mayores diferencias se presentan para los modelos agrupados, mostrando en algunos casos coeficientes inconsistentes con lo esperado en términos económicos. Por ende, no es recomendable la utilización de tales modelos en el presente análisis, por lo que se evaluará entre el uso de modelos de efectos fijo o de efectos aleatorios.

A los efectos de obtener una evaluación más completa de los mismos, en la tabla 2.4 se presentan los estadísticos correspondientes a los contrastes de Hausman (tradicional y robusto) para evaluar EF *versus* EA, y el contraste de Wooldridge, en orden de contrastar la potencial correlación serial en los paneles de importaciones.

Tabla 2.4: Test de Hausman y de Correlación Serial. Producto: Leche en Polvo Entera (LPE)

<i>Importador</i>	Argelia		Senegal		Venezuela	
<i>Test</i>	Estad.	p-valor	Estad.	p-valor	Estad.	p-valor
Hausman [†] (χ^2)	0.88	0.3482	0.83	0.3626	1.18	0.2783
Hausman Robusto [†] (F)	1.77	0.1849	2.77	0.0978	0.84	0.3618
Wooldridge [‡] (F)	17.62	0.0003	2.143	0.1605	19.341	0.0006

[†] H0: Las diferencias entre los coeficientes no son sistemáticas.

[‡] H0: No hay auto-correlación de primer orden.

En base al Hausman tradicional, para ninguno de los tres países se rechaza la hipótesis nula de que el efecto específico no observado sea aleatorio. El test de Hausman robusto es consistente con estos resultados. Sin embargo, para Senegal, a un nivel del 10 por ciento, la hipótesis nula puede rechazarse, y con ello el supuesto del modelo de EA. Con estos resultados debería ocurrir que los estimadores del precio relativo sean similares, al ser ambos consistentes. Esto es así, revelándose diferencias más importantes cuando se consideran modelos con AR(1). Del test de Wooldridge puede observarse que para Argelia y Venezuela se

rechaza la hipótesis nula de no auto-correlación, mientras que para Senegal la misma no puede rechazarse.

Por lo tanto, de estos resultados se seleccionan los coeficientes del modelo EA-AR(1) para Argelia y Venezuela, mientras que para Senegal se selecciona el de EF-DK debido a que por el test de Hausman robusto hay rechazo del efecto aleatorio (aunque a un nivel del 10 por ciento), pero puede observarse que el valor de coeficiente del precio relativo respecto al correspondiente para los modelos EA, no difiere sustancialmente (aunque sí su error estándar).

Demanda de Importadores de Quesos

Los resultados para Rusia son presentados en la tabla 2.5. En este caso, a diferencia de la LPE, los coeficientes del precio relativo son negativos, siendo totalmente consistente con lo esperado de los modelos de Armington. El mismo es significativo para los modelos MCO, para el de EF con errores estándar corregidos por correlación serial, espacial y heterocedasticidad (i.e. EF-DK) y para el modelo de EA con error idiosincrático AR(1). Mientras que entre EF y EA no hay importantes diferencias en la magnitud de los coeficientes, para las estimaciones mínimo cuadráticas son mucho mayores.

El idioma, en todos los casos tiene el signo esperado (positivo), y es estadísticamente significativo a un nivel del 1 por ciento.

Como era de esperar, la indicadora de Ucrania tiene un coeficiente positivo, y es significativa a un nivel del 1 por ciento. Para todos los modelos hay una gran coincidencia respecto a la magnitud del parámetro estimado.

La variable para indicar el período de la “Guerra del Queso” (*Cheese War*), muestra un impacto negativo significativo sobre la participación de mercado. En este caso hay mayores diferencias entre los coeficientes estimados y sus correspondientes errores estándar. Los modelos con auto-correlación (el MCGF-rb, EF-AR(1) y EA-AR(1)) tiene mayores coeficientes, y con mayor variabilidad. Los de EF y EA (sin AR(1)) son muy similares, mientras que los obtenidos vía MCO son menores.

La variable CEI indica que los países miembros de la Comunidad de Estados Independientes tienen participaciones de mercado significativamente menores al resto de los exportadores.

Por su parte, los países de Europa Occidental, Sudamérica y Oceanía, muestran coeficientes positivos y estadísticamente significativos. En este caso también existe gran similitud de los distintos modelos estimados.

Tabla 2.5: Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de Quesos de Rusia

Variable	Modelos con Datos Agrupados				Modelos de Efectos Fijos				Modelos de Efectos Aleatorios	
	MCO-rob	MCO-DK	MCGF-rob	EF-rob	EF-DK	EF-AR(1)	EA-rob	EA-AR(1)		
$\ln(p_{jt}/P_t)$	-1.922*** (0.606)	-1.922*** (0.133)	-0.6743 (0.3717)	-0.648 (0.6893)	-0.648** (0.2703)	-0.2802 (0.252)	-0.7382 (0.669)	-0.7073*** (0.224)		
idioma	3.801*** (0.646)	3.801*** (0.295)	4.179*** (0.947)				3.937*** (0.673)	3.855*** (1.048)		
Ucrania	6.799*** (0.3379)	6.799*** (0.1702)	6.918*** (0.704)				6.384*** (0.426)	6.608*** (1.841)		
Cheese War	-0.245*** (0.052)	-0.245 (0.149)	-0.839*** (0.016)	-0.354*** (0.059)	-0.354** (0.138)	-0.984 (1.078)	-0.346*** (0.057)	-0.6602 (0.928)		
CEI	-3.589*** (0.645)	-3.589*** (0.379)	-3.589*** (1.063)				-3.351*** (0.6798)	-3.417*** (1.107)		
Europa Occ.	3.1195*** (0.644)	3.1195*** (0.228)	2.979*** (0.806)				2.853*** (0.666)	2.762*** (0.816)		
SudA	2.563*** (0.856)	2.563*** (0.436)	3.336*** (0.516)				2.596*** (0.8803)	2.298* (1.313)		
Oceanía	1.826** (0.744)	1.826*** (0.208)	2.056** (0.89)				2.011*** (0.776)	1.9699 (1.305)		
Intercepto	-7.728*** (0.309)	-7.728*** (0.187)	-7.906*** (0.516)	-5.409*** (0.071)	-5.409*** (0.164)	-5.316*** (0.054)	-7.86*** (0.341)	-7.82*** (0.701)		
N	357	357	291	357	357	325	357	357		
r_b^2				0.0001	0.0001	0.0849	0.5106	0.5085		
r_w^2				0.0212	0.0212	0.007	0.0211	0.0208		
v_α				2.1763	2.1763	2.1994	1.5381	1.3698		
v_u				1.1482	1.1482	0.9465	1.1482	0.9606		
ρ_ϵ				0.7822	0.7822	0.8437	0.642	0.67		
ρ_{AR}						0.6577		0.657		
$corr(y_{hat}, y_{obs})$	0.601	0.601	0.587	0.045	0.045	0.127	0.595	0.593		
R^2	0.4211	0.4211	0.345	0.0022	0.0022	0.016	0.354	0.352		

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** estadísticamente significativo al 1 %; **significativo al 5%; *significativo al 10 %

De los parámetros de correlación intra-clase y serial, se observa en primer lugar la importancia que tiene el efecto-específico (del c_j), y consistente con ello, los bajos R-cuadrados obtenidos de los modelos de efectos fijos. Por otra parte, se tiene un elevado coeficiente de correlación serial estimado de los modelos con AR(1). En los modelos de EF sin AR(1) se observa que los mismos explican mejor la variabilidad de cada país a través del tiempo, ocurriendo con contrario en el que incluye el AR(1). Por último, para los modelos de datos agrupados y los de EA, se observa una buena bondad de ajuste de los datos, revelando así mismo la importancia de las variables t -invariantes para explicar la variabilidad de las participaciones de mercado.

En la tabla 2.6 se exponen los parámetros estimados de la demanda mexicana de importaciones de quesos. El primer resultado llamativo es la irrelevancia de los precios relativos para explicar las participaciones de mercado. Para todos los modelos, el coeficiente es pequeño y estadísticamente no significativo.

El idioma, a pesar de mostrar el signo esperado (con la excepción de estimador MCGF-rob), no es estadísticamente significativo.

Como era de esperarse, el coeficiente correspondiente a Estados Unidos es positivo y estadísticamente significativo a un nivel del 1 por ciento. La magnitud del mismo es similar en todos los modelos.

La variable indicadora del acuerdo de libre comercio (ACL) entre Uruguay y México muestra tener un impacto positivo y significativo, excepto para el EF-AR(1) cuyo coeficiente presenta un elevado error estándar y por ende es no significativa. En este caso, hay diferencias importantes respecto a la magnitud del impacto sobre la participación del gasto, siendo mucho mayor en los modelos MCO, y menores para los modelos de EF. Entre MCGF-rob, EF-AR(1) y EA-rob hay mayor coincidencia, con un coeficiente que ronda el valor de 0.3.

El ACL entre Chile y México también muestra tener un impacto positivo y significativo, con valores similares entre MCO y EA. Al contrario del ACL con Uruguay, esta variable es t -invariante debido a que dicho acuerdo aparece en todo el período analizado. Por ende no se tiene un estimador de EF para el mismo.

Por último, para los países de la UE existe una participación de mercado menor, siendo tal diferencia significativa para los modelos MCGF-rob, EA-rob y EA-AR.

Por lo tanto, de este modelo de demanda de importaciones de quesos para México se extrae como primera conclusión que los factores más determinantes de las participaciones que tienen los orígenes en dichos mercado, son los acuerdos comerciales realizados, tal como es revelado por el NAFTA, y por los ACL realizados con Chile y Uruguay; mientras que los precios relativos jugarían un papel secundario.

Tabla 2.6: Parámetros Estimados de la Demanda de Importaciones de Quesos de México

Variable	Modelos con Datos Agrupados				Modelos de Efectos Fijos			Modelos de Efectos Aleatorios	
	MCO-rob	MCO-DK	MCGF-rob	EF-rob	EF-DK	EF-AR(1)	EA-rob	EA-AR(1)	
$\ln(p_{jt}/P_t)$	-0.2838 (0.2532)	-0.2838 (0.1825)	0.0536 (0.0736)	0.1389 (0.1265)	0.1389 (0.1015)	-0.0318 (0.0959)	0.1172 (0.1279)	0.1052 (0.084)	
idioma	0.1116 (0.4673)	0.1116 (0.1268)	-0.4461 (0.3899)				0.4243 (0.5972)	0.5084 (0.7164)	
ALC-Uru	1.4189*** (0.3839)	1.4189*** (0.4774)	0.431*** (0.1293)	0.0995*** (0.0238)	0.0995 (0.0819)	0.1779 (0.731)	0.2455*** (0.0696)	0.4002 (0.5851)	
USA	3.1977*** (0.6406)	3.1977*** (0.6808)	2.1986*** (0.3747)				3.2464*** (0.6184)	3.4649*** (1.1537)	
ALC-Chile	1.3795** (0.3839)	1.3795* (0.7046)	0.5209 (0.4633)				1.0949** (0.5064)	1.11 (1.203)	
UE	-0.9842 (0.7644)	-0.9842 (0.599)	-2.2483*** (0.4248)				-1.2906** (0.691)	-1.0922** (0.6123)	
intercepto	-3.8649*** (0.6414)	-3.8649*** (0.5673)	-2.8975*** (0.3341)	-4.2029*** (0.06)	-4.2029*** (0.1655)	-4.3249*** (0.0554)	-3.9666*** (0.6192)	-4.1839*** (0.5416)	
N	203	203	184	203	203	187	203	203	
r_b^2				0.2492	0.2492	0.2204	0.5961	0.5999	
r_w^2				0.0064	0.0064	0.0009	0.0059	0.0045	
v_α				1.6892	1.6892	1.7001	1.1477	0.9409	
v_u				0.9276	0.9276	0.6889	0.9276	0.6992	
ρ_ϵ				0.7683	0.7683	0.8590	0.6049	0.644	
ρ_{AR}						0.5238		0.5238	
$corr(y_{hat}, y_{obs})$	0.7001	0.7001	0.6653	0.2748	0.2748	0.3722	0.6766	0.6774	
R^2	0.4902	0.4902	0.44262409	0.0755	0.0755	0.1385	0.4578	0.4589	

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** estadísticamente significativo al 1 %; **significativo al 5 %; *significativo al 10 %

De los valores del R-cuadrado se observa que el modelo para México, a pesar de tener coeficientes del precio relativo no significativos, presenta un buen ajuste, principalmente dado por las variables de control de los ACL (incluyendo, EEUU y UE). En los modelos de EF se observa una escasa variabilidad explicada para cada origen a través del tiempo (*within*). También el coeficiente de correlación intra-clase muestra la relevancia del efecto específico (o aleatorio). Nuevamente, dada la importancia de las variables *t*-invariantes, junto con el hecho de tener un coeficiente cercano a cero para los precios relativos, es de esperarse que las medidas del R-cuadrado de los estimadores de efectos fijos asuman tales valores.

En la tabla 2.7 se observa que a partir del estadístico de Wooldridge se rechaza rotundamente la hipótesis de no auto-correlación. A su vez, los test de Hausman están en el límite del rechazo de la hipótesis de efectos específicos aleatorios. Considerando el test robusto, a un nivel del 5 por ciento los supuestos del modelo de EA se rechazan para ambos importadores. En base a esto, para el modelo de México se tomará el coeficiente del precio correspondiente al modelo de EF con AR(1). Para Rusia también se considerará tal modelo, y adicionalmente se tomará el de EA-AR(1), debido a que en su magnitud tiene mayor coincidencia con el resto de los modelos, mientras que el de EF-AR(1) es casi la mitad, y es inferior al resto. Ahora bien, si el modelo de EF es el correcto, luego éste será el estimador consistente, por lo que conviene analizar los dos, y ver cuán diferentes son las elasticidades que se derivan de los mismos.

Tabla 2.7: Test de Hausman y de Correlación Serial. Producto: Quesos

<i>Importador</i> <i>Test</i>	Rusia		México	
	Estad.	p-valor	Estad.	p-valor
Hausman [†] (χ^2)	8.26	0.02	6.35	0.0418
Hausman Robusto [†] (F)	4.22	0.04	5.89	0.0161
Wooldridge [‡] (F)	22.181	0.000	37.635	0.000

[†] H0: Las diferencias entre los coeficientes no son sistemáticas.

[‡] H0: No hay auto-correlación de primer orden.

2.4.2. Elasticidades

A partir de los estimadores seleccionados, en la tabla 2.8 se presentan las elasticidades de sustitución y elasticidades-precio, esta última evaluada en la participación media de cada mercado, reportando los errores estándar correspondientes, a partir del método *delta*.

Tabla 2.8: Elasticidades de Armington: Sustitución y Precio

<i>Producto</i>	<i>Importador</i>	Elasticidades	
		Sustitución (σ)	Precio (η)
LPE	Argelia	0.553**	-0.577***
		(0.217)	(0.206)
	Senegal	0.283	-0.334
		(0.250)	(0.233)
	Venezuela	0.061	-0.130
		(0.367)	(0.340)
Quesos	Rusia	1.707*** (EA)	-1.683*** (EA)
		(0.224)	(0.217)
		1.280*** (EF)	-1.271*** (EF)
		(0.252)	(0.244)
	México	1.032***	-1.030***
		(0.096)	(0.089)

Nota: Errores Estándar entre paréntesis. *** estadísticamente significativo al 1 %; **significativo al 5 %

Para el caso de los países importadores de LPE, en todos los casos la elasticidad de sustitución es menor que uno, lo que significa que ante una disminución en el precio relativo de la LPE de un origen respecto a sus competidores, la demanda relativa se incrementa pero en una proporción menor a dicho cambio de precios. Es decir, que a pesar de ser un producto con escaso grado de diferenciación, hay baja tasa de sustitución. Dado que la elasticidad de sustitución también puede verse en términos del gasto en las importaciones, una elasticidad menor que uno muestra que cuando aumenta el precio relativo de un cierto exportador, el efecto del incremento en el gasto del importador al comprarle a este exportador a un precio mayor, es superior a la reducción que tiene de la demanda como sustitución hacia otros exportadores que mantienen un precio más bajo.

Entre los tres importadores de LPE considerados, Argelia es el que posee mayor elasticidad de sustitución, por lo que en este destino los exportadores de LPE deben enfrentar una mayor presión competitiva. El valor de la elasticidad de sustitución muestra que para un cierto exportador, un incremento del 10 por ciento del precio de los competidores, incrementa su demanda relativa (q_j/Q) en un 5 por ciento. Para Senegal y Venezuela, las elasticidades son muy bajas y no significativas, principalmente en este último caso. Por ende, en Venezuela la demanda relativa parece ser invariante a cambios en los precios relativos. Es decir que si un cierto exportador incrementa su precio relativo, el principal efecto sobre Venezuela es el mayor gasto que debe afrontar por dicho aumento, con escasa o nula sustitución hacia competidores con precios más bajos.

Esta característica del mercado la LPE se refuerza a partir de las elasticidades-precio (propio) estimadas. En Argelia, un exportador promedio que incremente su precio en un 10 por ciento, experimentaría una reducción del 5.77 por ciento en la cantidad demandada de la LPE por él ofertada. En Senegal, tal cambio en la cantidad demanda sería del 3.34 por ciento, y para Venezuela del 1.3 por ciento. Por lo tanto, las demandas estimadas de LPE resultan ser muy insensibles respecto al precio, particularmente para Venezuela.

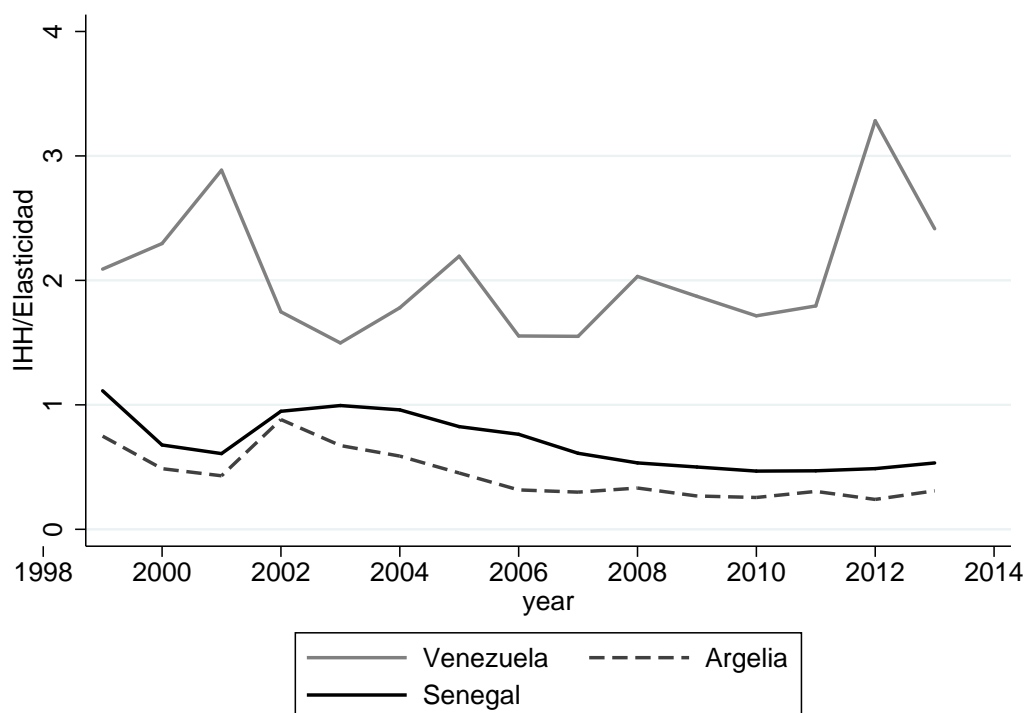
Por el contrario, para Rusia la demanda de quesos es elástica mientras que en México es (aproximadamente) de elasticidad unitaria. En ambos casos, tales elasticidades son estadísticamente significativas a un nivel del 1 por ciento. Para Rusia se reportan dos elasticidades, una más alta correspondiente al modelo de efectos aleatorios (específicamente, del EA-AR(1)), y una más baja, pero aún elástica, del modelo de efectos fijos (EF-AR(1)). Estos resultados muestran que en Rusia hay mayor presión competitiva al existir un mayor grado de sustituibilidad entre los diferentes países de origen de las importaciones. Respecto al precio propio, si para un origen el precio se incrementa en un 10 por ciento, la cantidad demandada del mismo se reduce entre un 16.8 y 12.7 por ciento, según se tome el estimador de efecto fijos o el de efectos aleatorios. Para México se revela que un incremento del 10 por ciento en el precio de un exportador, llevaría a reducir la cantidad demandada al mismo de forma casi proporcional (i.e. 10 por ciento).

De la descripción de los datos y variables de la sección metodológica, se pudo inferir la existencia de diferencias entre los países considerados, en torno a la cantidad de exportadores que participan en el mercado del producto en cuestión, como también en el grado de concentración de acuerdo a la participación en las ventas totales; lo que también ha ido variando con el tiempo. Esta medida de la estructura del mercado de importación (i.e. la concentración de los países vendedores) puede ser utilizada junto con las elasticidades-precio estimadas a fin de obtener una medida del poder de determinación de precios y con ello, del nivel de competencia potencial que existe entre los diferentes exportadores. Pues, para un exportador que participa en un cierto mercado, mientras más concentrado sea éste y menor la elasticidad-precio de la demanda, mayor margen de competitividad tiene el mismo. De hecho, en un modelo oligopólico de N firmas que ofrecen productos relativamente homogéneos, siguiendo a Suzuki y Kaiser (2006: 15), puede demostrarse que

$$\frac{(p^* - mc)}{p^*} \propto \frac{IHH}{\eta}$$

siendo p^* un precio de equilibrio, mc es el costo marginal de las firmas y IHH es el índice de concentración de Hirschman-Herfindahl, el que viene dado por

Figura 2.6: Ratio Concentración del Mercado/Elasticidad-Precio. Importadores de LPE



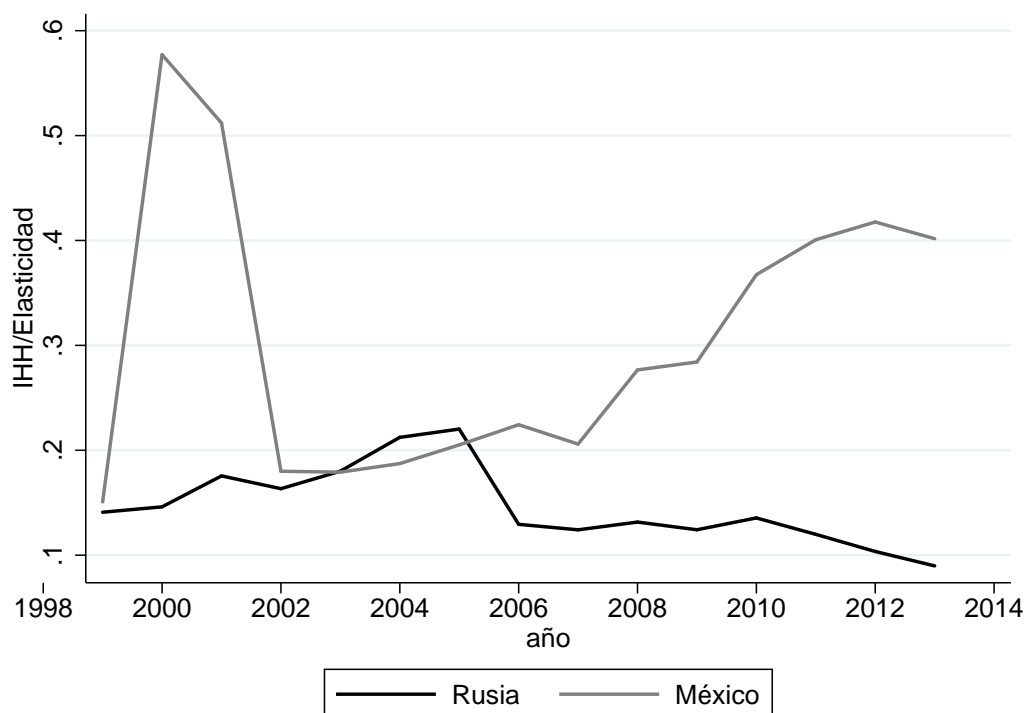
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade (2014).

$IHH = \sum_{j=1}^N \omega_j^2$, donde ω_j es la participación de mercado de la firma j . Considerando, en este caso, a los orígenes como firmas, calculando el IHH en base a las participaciones de los mismos en el mercado de importaciones correspondientes, y utilizando las elasticidades estimadas, se construye el indicador IHH/η para analizar el margen de competitividad que tiene un exportador que vende a dicho país importador.

Para el caso de la LPE, la evolución en el período de dicho indicador se presenta en la figura 2.6. De la misma se observa una brecha importante entre Venezuela y los otros dos importadores, explicado tanto por la baja elasticidad-precio de la demanda, como por un elevado nivel de concentración. Al comparar Senegal y Argelia se observa que, si bien Argelia es un mercado más concentrado que el de Senegal ($IHH_{Argelia} = 0.247 > 0.227 = IHH_{Senegal}$, en el promedio del período ¹⁴), la mayor elasticidad-precio de Argelia hace que el indicador propuesto muestre un menor margen de competitividad (o mayor presión competitiva) para quienes participan en el mercado. Algo llamativo, es la similar evolución histórica de este margen entre los dos países, cuyo descenso marcado de 2002 a 2008, muestra una mayor dispersión de la demanda según orígenes. Por su parte, la

¹⁴Notar que aquí el iHH se calcula sobre las participaciones decimales, no porcentuales como regularmente en la literatura empírica de Organización Industrial

Figura 2.7: Ratio Concentración del Mercado/Elasticidad-Precio. Importadores de Queso



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Comtrade (2014).

evolución del indicador en Venezuela muestra un comportamiento muy volátil, por lo que al mismo tiempo que muestra un elevado margen para quienes están en el mercado, también un mayor riesgo (i.e. varianza) de permanecer en el mismo.

Para los mercados importadores de quesos, el indicador IHH/η se expone en la figura 2.7. El mismo muestra una evolución creciente de México, que debe explicarse básicamente por el incremento gradual de la participación de mercado de los Estados Unidos, y decreciente en Rusia, lo que se justifica por el ingreso de un mayor número de países oferentes, luego del conflicto con Ucrania, y la ulterior disminución de su participación en el mercado. Por lo tanto, el mercado de Rusia muestra una mayor fricción competitiva dada por la mayor elasticidad y potenciada por el mayor ingreso de los competidores en los últimos años del período.

Por otra parte, en México se observa la existencia de un margen creciente para quienes están en el mercado, y más aún para quienes tiene alta participación. En particular, Estados Unidos que llegó a representar el 76 por ciento del total de quesos importado por México, y también Uruguay y Chile, que han logrado superar el 10 por ciento del total. Como fue inferido de los parámetros del modelo, la clave para competir en México parecieran ser los ACL.

Por último, al comparar las escalas (eje vertical) de las figuras 2.6 y 2.7,

se observa claramente una brecha importante del margen asequible en ambos mercados.

2.5. Conclusiones

En el presente capítulo se propuso un modelo micro-fundado basado en el enfoque de Armington (1969), con el fin de obtener las elasticidades de sustitución y las elasticidades-precio propias (i.e. las elasticidad de Armington) en mercados compradores de productos lácteos que son relevantes para la oferta argentina. En particular se propuso un modelo parsimonioso para el estudio de mercados donde la disponibilidad de datos de comercio, mensuales o cuatrimestrales, resulta más dificultosa, dado que muchos de ellos, como los destinos africanos y asiáticos, son demandantes cruciales de los lácteos argentinos. En base a ello, se presenta una especificación para datos de panel, con el fin de utilizar series anuales de fácil acceso, aprovechando la información longitudinal de todos los orígenes del país importador estudiado. Por ello, las elasticidades que se obtienen de estos modelos son generales, en el sentido de que, si bien tienen en cuenta la diferenciación por origen, son elasticidades del mercado importador en general y no de la importación de un origen en particular. A pesar de tal restricción, pueden realizarse conclusiones para los países competidores debido a la participación de mercado revelada de cada uno de ellos.

Específicamente, se consideraron dos *commodities* lácteas: la LPE y los Quesos. Para los mercados de LPE importada se estudió la demanda de Argelia, Senegal y Venezuela, tomando Rusia y México, para el mercado de quesos importados.

Para cada importador se probaron una batería de estimadores para datos en panel. En general se observa que los coeficientes son sensibles al modelo o método utilizado, por lo que se debe ser cauteloso para la selección del mismo. Para cinco de los cuatro importadores, se pudo contrastar la presencia de correlación serial, por lo que se recomienda la utilización de modelos con alguna estructura de autocorrelación, como ser un AR(1) para el error aristocrático. Las variables del efecto específico (idioma, acuerdos comerciales, países y bloque específicos, o situaciones coyunturales) muestran ser muy relevantes para explicar la participación en los mercados de importaciones lácteas. Al ser estas variables, en su mayoría, invariantes en el tiempo, es que los estimadores de efectos fijos suelen mostrar un ajuste pobre de los modelos. Al realizar el test de Hausman para contrastar EF *versus* EA, para los quesos la hipótesis del efecto aleatorio es rechazada, mientras que en LPE no puede rechazarse (con la excepción de Senegal). Por su parte, podemos concluir que los modelos agrupados, a la vez que no se ajustan precisamente a

la ecuación econométrica derivada de la preferencia CES, de los mismos se obtienen algunos resultados empíricos que contradicen a la esperado en términos económicos, como ser elasticidades de sustitución negativas. Por lo tanto, no se recomiendan para este tipo de análisis.

Las elasticidades de Armington muestran que los mercados importadores de LPE son más insensibles a cambios en su precio, con baja tasa de sustitución ante variaciones en los precios relativos. Argelia es el que muestra mayores elasticidades, aunque sigue siendo una demanda inelástica. Para Senegal, y más aún para Venezuela, se observan elasticidades cercanas a cero, por lo que se infiere que en tales mercados la presión competitiva es menor para los países vendedores ya establecidos.

Por el contrario, en los mercados importadores de quesos, se observan demandas elásticas. Más precisamente en Rusia la elasticidad de sustitución y elasticidad-precio es significativamente mayor a uno, mientras que México aparenta tener una elasticidad unitaria, por lo que los cambios en los precios y en las cantidades demandadas son proporcionales.

Por último, haciendo uso de tales elasticidades y del índice de concentración de Hirschman-Herfindahl, se construye un indicador para evaluar el margen competitivo (o contrariamente, la presión competitiva) para los exportadores de dichos orígenes. Para los mercados de LPE, se observa que la mayor puja o presión competitiva se da en Argelia, seguido de Senegal, con valores similares y decrecientes en el período. Por lejos está Venezuela en donde se observa un margen mucho mayor para los exportadores establecidos, aunque también mayor variabilidad.

Para lo quesos, tal indicador muestra una tendencia creciente para México y decreciente para Rusia. Es decir, que en Rusia al existir menor concentración y una mayor elasticidad-precio, la presión competitiva de los exportadores es mayor, mientras que en México la tendencia es contraria, con una concentración creciente de la participación de Estados Unidos en el mismo y una menor elasticidad precio.

Capítulo 3

La Demanda Mundial de Lácteos Argentinos: Un Enfoque Uniecuacional

3.1. Introducción

El presente capítulo propone un marco teórico y metodológico para estudiar la demanda mundial de lácteos argentinos, lo que puede extenderse a un producto específico exportado por un país de interés que compite en tales mercados con otros países exportadores. Específicamente, se apunta a desarrollar un modelo que sea empíricamente viable en un contexto de datos de panel, con el objeto de estimar elasticidades-precio propias y cruzadas de forma tal de conocer el grado de competencia que existe en los mercados mundiales de productos lácteos.

Para el análisis de la demanda de importaciones, la mayoría las investigaciones adoptan la hipótesis propuesta por Armington (1969) de diferenciación de bienes importados según el país de origen. El modelo original de Armington propone la utilización de preferencias de elasticidad de sustitución constante (preferencias CES) para los países importadores. Esta utilidad CES no solo fue adoptada en numerosas aplicaciones empíricas para la estimación de demandas de importaciones (e.g. Ito et al., 1990, Yang y Koo, 1993; Gohin y Féménia, 2009, Sauquet et al., 2011; Yilmazkuday, 2015) sino que constituye la especificación más difundida en el marco de los denominados modelos gravitacionales de comercio internacional (Anderson y van Wincoop, 2003; van Bergeijk y Brakman, 2010). Sin embargo, el supuesto de preferencias CES puede resultar muy restrictivo para el análisis empírico, al asumir homoteticidad y una elasticidad de sustitución constante y equivalente entre pares de exportadores.

Por ello, se han propuesto formas más flexibles, y a su vez consistentes con

la teoría económica del consumidor, sosteniendo así mismo la hipótesis de diferenciación de Armington. En particular, Yang y Koo (1994) presentaron una adaptación del Sistema Casi Ideal de Demanda (*AIDS: Almost Ideal Demand System*) de Deaton y Muellbauer (1980) para la demanda de importaciones diferenciada por orígenes (*SDAIDS: Source Differentiated Demand System*). Este enfoque tuvo una gran influencia en el estudio de demanda de importaciones, y hasta la actualidad sigue siendo el modelo más adoptado para el análisis empírico de productos y mercados específicos, con algunas variantes en términos de su especificación econométrica y del método de estimación (e.g. Ben Kaabia y Gil, 2007; Ramirez y Wolf, 2008; Wan et al., 2010; Nzaku et al., 2012; Asche y Zang, 2013; entre otros).

Si bien el uso de sistemas de demanda flexibles como el SDAIDS resulta muy atractivo, el mismo se aplica cuando se desea estudiar un país específico como comprador-importador, y cuando la periodicidad de los datos lo permiten por los grados de libertad que suponen tales modelos en términos de parámetros y ecuaciones del sistema ¹. Por ello, si lo que se desea es estudiar la demanda mundial incluyendo la gran mayoría de países compradores y focalizado en un determinado país exportador (i.e. Argentina), debe seguirse otra estrategia de modelización. A su vez, al considerar un mayor número de importadores, existe una mayor dificultad de contar con datos confiables con periodicidad menor que la anual. Por otro lado, con escenarios tan cambiantes, tampoco es recomendable tomar una extensión temporal demasiado amplia para estimar parámetros estáticos de una función de demanda.

En base a esto, el presente capítulo propone un modelo estático uni-ecuacional para el estudio de la demanda mundial de leche en polvo entera (LPE) y quesos exportados por Argentina. Si bien tal modelo sigue los enfoques más tradicionales, como los de Ito et al. (1990) y Yang y Koo (1993), se plantea una versión para ser utilizada en un marco de datos de panel. Esto permite aprovechar la variabilidad derivada de la dinámica temporal y de la heterogeneidad de los compradores, con una especificación log-lineal simple de estimar y consistente con parámetros estructurales del modelo micro-fundado original. Por ende, mas allá de la contribución en términos de las elasticidades estimadas para el sector lácteo nacional, el trabajo busca difundir una técnica admisible para aplicar a estudios de demanda de importaciones en otros sectores específicos de interés.

A diferencia del capítulo anterior, en el que para países demandantes específicos (i.e. Argelia, Senegal, Venezuela, Rusia y México) se estudiaron elasticidades generales tomando la variabilidad observada de los exportadores (orígenes de las

¹De hecho, en el próximo capítulo de la tesis se adopta este enfoque para países sudamericanos específicos.

importaciones) a través del tiempo, en el presente capítulo se buscan conocer elasticidades específicas para los lácteos argentinos, respecto a sus competidores, a partir de la variabilidad observada de los distintos importadores (destinos de las exportaciones) a través del tiempo. En ambos casos se persigue explotar al máximo la información provista por datos longitudinales para un período razonable de tiempo, con el fin de obtener elasticidades que permitan caracterizar la demanda internacional de los productos lácteos argentinos.

Lo que sigue del capítulo presente, se estructura de la siguiente manera: En la próxima sección se desarrolla un modelo teórico del que se desprenden dos especificaciones funcionales de la demanda; una más rígida manteniendo el supuesto de homoteticidad de las preferencias CES, y otra más flexible que relaja la homoteticidad, lo que permite estimar una elasticidad-gasto sin pre-fijarla en la unidad. Posteriormente se presentan las variables, datos y métodos utilizados para la aplicación empírica de las demandas derivadas. Luego se exponen los resultados, comentando primeramente los parámetros obtenidos de las demandas de LPE y Quesos, para luego analizar las elasticidades obtenidas de los mismos. Las elasticidades son estudiadas a partir de evaluarlas en el “importador promedio”, como también para cada importador específico, y generalizando los resultados a partir del estudio de la asociación entre la elasticidad-precio y las características *gravitacionales* de los importadores. También, haciendo uso de las elasticidades, se construye un índice para medir el posicionamiento competitivo de Argentina en el mercado internacional. Por último, se finaliza el capítulo con algunas conclusiones.

3.2. Modelos Teóricos

En la presente sección se presentará un marco teórico para modelar la demanda mundial de lácteos argentinos *vis à vis* sus competidores, como siempre tomando como eje la hipótesis de Armington de diferenciación por orígenes. Es decir, suponiendo que para un producto lácteo específico Argentina (a) tiene un total de M países compradores, y en cada m ($m = 1, \dots, M$) participan c_m competidores de a . Luego asumimos que cada país m elige el monto a importar del bien de cada origen (a y c_m) de forma tal que maximice su utilidad U_m sujeto a su restricción presupuestaria. Suponiendo que Q_m^* es la demanda marshaliana de importación del producto en cuestión por parte del país m , como en (2.2), la misma tendrá la forma general

$$Q_m^* = f_m(p_a, p_{c_m}, Y_m), \quad m = 1, \dots, M \quad (3.1)$$

siendo p_a es el precio de importación del origen a , p_{c_m} el precio de los competidores e Y_m el ingreso de m . De aquí, de la misma forma que son obtenidas las demandas (2.3), se obtiene la demanda mundial de lácteos argentinos:

$$q_{ma}^* = \psi_{ma}(p_a, p_{c_m}, Q_m^*), \quad m = 1, \dots, M \quad (3.2)$$

Nuevamente, los supuestos que se hagan sobre las preferencias de los M países, y con ello, la forma funcional de f_m , determinan la forma funcional de la demanda (3.1). Aquí se presentarán dos especificaciones, comenzando con la más rígida correspondiente a las preferencias homotéticas con elasticidad de sustitución constante (CES) correspondiente al modelo de Armington tradicional y luego una generalización que flexibiliza la restricción de homoteticidad.

3.2.1. Especificación CES Homotética

Asumiendo que las preferencias de los M países son CES, luego la demanda Q^* puede escribirse de la forma

$$Q_m^* = \left[\beta_{ma}^{\left(\frac{\sigma_m-1}{\sigma_m}\right)} + \sum_{j \neq a} \beta_{mj} q_{mj}^{\left(\frac{\sigma_m-1}{\sigma_m}\right)} \right]^{-\frac{\sigma_m}{1-\sigma_m}}, \quad m = 1, \dots, M, \quad (3.3)$$

con $\sum_j \beta_{mj} = 1$, siendo σ_m la elasticidad de sustitución en el mercado m y cada β_{mj} un parámetro de preferencia del país m hacia j (con $j = a, c_m$). Luego, a partir de la minimización del gasto para el nivel dado Q_m^* se obtiene la demanda que realiza el país m del bien importado en cuestión desde Argentina (a) en el momento t . Específicamente,

$$q_{mat}^* = \beta_{ma}^{\sigma_m} Q_{mt}^* \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{-\sigma_m}, \quad m = 1, \dots, M, \quad (3.4)$$

siendo P_{mt} un índice de precios del bien en el mercado m en el momento t . En términos del gasto, sea $G_{mat} \equiv p_{mat} q_{mat}^*$, $G_{mt} \equiv P_{mt} Q_{mt}^*$ y $\omega_{mat} \equiv G_{mat}/G_{mt}$, luego la expresión doble-logarítmica de la demanda internacional de lácteos argentinos, en términos de su participación en dichos mercados, vendrá dada por

$$\ln \omega_{mat} = \sigma_m \ln \beta_{ma} + (1 - \sigma_m) \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right), \forall m. \quad (3.5)$$

Para un σ_m común para todo m , i.e. $\sigma_m = \sigma_n = \bar{\sigma}$, $\forall m, n = 1, \dots, M$ y $m \neq n$, la especificación (3.5) representa a la demanda mundial de lácteos argentinos cuya

elasticidad-precio propia, por (2.12), vendrá dada por

$$\eta_a = -1 + (1 - \bar{\sigma}) - (1 - \bar{\sigma})\omega_a. \quad (3.6)$$

En este caso ω_a sería la participación media que tiene Argentina en los mercados mundiales.

Considerando que por definición $\sigma_m \equiv \partial \ln(q_{ma}/Q_m)/\partial \ln(P_m/p_{ma})$, luego si cambian los precios de los países competidores ($d \ln p_{cm} > 0$) y Argentina mantiene su nivel de precios (i.e. $d \ln p_{ma} = 0$) y el importador sus importaciones totales del bien (i.e. $d \ln Q_m = 0$), se tiene que

$$\sigma_m = \frac{1}{\omega_{cm}} \frac{\partial \ln q_{ma}}{\partial \ln p_{mc_m}},$$

siendo ω_{cm} la participación que tienen los países competidores en el mercado m . De esta manera se obtiene la elasticidad-precio cruzada con los competidores de Argentina en el mercado internacional, asumiendo $\sigma_m = \sigma_n = \bar{\sigma}$, $\forall m, n = 1 \dots, M$:

$$\eta_{a,cm} = \hat{\sigma}\omega_{cm}. \quad (3.7)$$

Por lo tanto la elasticidad-precio cruzada es una proporción de la elasticidad-sustitución contante; y tal proporción es la participación que tienen los países competidores en el mercado m . Por lo tanto, esta elasticidad capta la relevancia que tiene Argentina en un cierto mercado, escalando de esta manera a la elasticidad de sustitución en orden de captar un mayor grado de competencia con los otros exportadores, en aquellos países importadores que poseen una menor participación de mercado.

3.2.2. Especificación CES Generalizada

Por la homoteticidad de la especificación CES, la demanda (3.5) muestra la invarianza de la participación de Argentina en los mercados mundiales ante cambios en la decisión global de importar lácteos que posee el resto del mundo. Dada la relevancia que tiene conocer cómo impacta el tamaño de los mercados compradores sobre la participación de Argentina, presentamos una generalización adaptada de la propuesta de Yang y Koo (1993) a los fines de captar diferentes respuesta de la demanda ante cambios en el gasto total. Específicamente, el gasto que realiza m a cada país exportador j ($j = a, c_m$) puede modelarse de la forma

$$G_{mjt} = \alpha_{mj} G_{mt}^{\theta_{mj}}, \quad m = 1, \dots, M, \quad j = a, c_m. \quad (3.8)$$

Escribiendo (3.4) en términos del gasto, multiplicando ambos miembros por $\frac{p_{mat}}{P_{mt}}$, se obtiene

$$G_{mat} = \beta_{ma}^{\sigma_m} G_{mt} \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{1-\sigma_m}, \quad (3.9)$$

y multiplicando el segundo miembro por G_{mt}/G_{mt} se obtiene

$$G_{mat} = \beta_{ma}^{\sigma_m} G_{mt}^2 G_{mt}^{-1} \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{1-\sigma_m}. \quad (3.10)$$

De (3.5) se deduce que $G_{mt} = \alpha_{ma}^{-1/\theta_{ma}} G_{mat}^{1/\theta_{ma}}$, por lo que $G_{mt}^{-1} = \alpha_{ma}^{1/\theta_{ma}} G_{mat}^{-1/\theta_{ma}}$, y sustituyendo en (2.18) se tiene

$$G_{mat} = \beta_{ma}^{\sigma_m} \alpha_{ma}^{1/\theta_{ma}} G_{mat}^{-1/\theta_{ma}} \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{1-\sigma_m} G_{mt}^2, \quad (3.11)$$

de esta manera, definiendo $\gamma_{ma} \equiv \left(\frac{\theta_{ma}+1}{\theta_{ma}} \right)$

$$G_{mat}^{1/\gamma_{ma}} = \beta_{ma}^{\sigma_m} \alpha_{ma}^{1/\theta_{ma}} \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{1-\sigma_m} G_{mt}^2, \quad (3.12)$$

lo que se reduce a

$$G_{mat} = \beta_{ma}^{\sigma_m \gamma_{ma}} \alpha_{ma}^{\gamma_{ma}/\theta_{ma}} \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{(1-\sigma_m)\gamma_{ma}} G_{mt}^{2\gamma_{ma}}. \quad (3.13)$$

De esta manera, en términos de la participación del gasto que tiene a en m en el momento t , la demanda será

$$\omega_{mat} = \xi_{ma} \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{(1-\sigma_m)\gamma_{ma}} G_{mt}^{2\gamma_{ma}-1}, \quad (3.14)$$

donde $\xi_{ma} = \beta_{ma}^{\sigma_m \gamma_{ma}} \alpha_{ma}^{\gamma_{ma}/\theta_{ma}}$. Por lo tanto, tomando logaritmo en ambos miembros, se obtiene la siguiente ecuación de log-lineal de demanda

$$\ln \omega_{mat} = \ln \xi_{ma} + (1 - \sigma_m) \gamma_{ma} \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + (2\gamma_{ma} - 1) \ln G_{mt}, \quad (3.15)$$

A partir de (15) pueden obtenerse las elasticidades precio y gasto correspondientes. De forma análoga a cómo es derivada en el capítulo 2, la elasticidad precio-propia vendrá dada por

$$\eta_{at}^{p_{ma}} = -1 + (1 - \sigma_m) \gamma_{ma} (1 - \omega_{mat}). \quad (3.16)$$

Mientras que la elasticidad-gasto será

$$\eta_{at}^{G_m} = 2\gamma_{ma}. \quad (3.17)$$

A diferencia de las elasticidades-precio, en este modelo la elasticidad-gasto es t -invariante. A pesar de tal restricción, esta generalización del modelo de demanda con utilidad CES permite obtener una medida de cómo afectaría a la demanda de lácteos argentinos un incremento en el poder adquisitivo de los países compradores. En el CES homotético, tal respuesta se asume equivalente para cada competidor del mercado internacional (i.e. un incremento en el gasto del país importador se realizaría de manera proporcional con cada comprador, de forma tal que la participación de mercado de cada uno de ellos permanece constante). En caso de trabajar con sistemas, para que la teoría económica sea consistente, deben imponerse restricciones adicionales al modelo, como ser la condición de agregación de Engel (la que en el modelo uniecuacional se cumple automáticamente al excluir la ecuación de los competidores), que en este caso se daría cuando $\sum_j \omega_{mjt}(2\gamma_{mj} - 1) = 0$ para cada t , como la condición de simetría. A su vez, la condición de homogeneidad implicaría restringir $(2\gamma_{ma} - 1) = 0$. Dado que toda función homogénea es homotética, si tal condición se cumple la versión generalizada del modelo CES sería equivalente al CES homotético. Por lo tanto, al hacer inferencia sobre el coeficiente $(2\gamma_{ma} - 1)$ se está contrastando el supuesto de homogeneidad, y con ello enfrentando el CES homotético vs. el CES no homotético (Yang y Koo, 1993).

3.3. Estrategia Empírica

Para estimar la demanda mundial de lácteos argentinos, en base a datos anuales de comercio de la base internacional Comtrade (2014), se analizan las exportaciones Argentinas de Leche en Polvo Entera y de Quesos por destinos durante el período 1999-2013. A partir de allí se puede conocer cuáles son los principales destinos y la continuidad de los envíos de los productos a tales destinos en dicho período, con el fin de formar un panel de datos relativamente balanceado. El panel de datos se construye obteniendo de cada país de destino m la cantidad y valor importado por origen, i.e. Q_{mjt} y G_{mjt} , respectivamente para $j = a, c_m$ y $t = 1999, \dots, 2013$. De tales valores son computados los precios C.I.F. pagados en el mercado m al exportador j de la forma $p_{mj} = G_{mjt}/Q_{mjt}$. En cada t , el gasto y la cantidad total de importaciones lácteas que realiza el importador m es calculado de la forma $Q_{mt} \equiv Q_{at} + \sum_{i \in c_m} Q_{it}$ y $G_{mt} \equiv G_{at} + \sum_{i \in c_m} G_{it}$, obteniendo de aquí la participación en el mercado $w_{mat} \equiv G_{mat}/G_{mt}$ que constituye la variable

respuesta de los modelos de demanda planteados. Como índice de precios de los quesos importados P_m , se considera el denominado índice de Stone, que en este caso viene dado por

$$\ln P_{mt} = \sum_{i=1}^{C_m} \omega_{mit} \ln p_{mit} \quad (3.18)$$

siendo C_m el número total de países competidores (exportadores) de quesos en el país m .

Los países compradores seleccionados para representar la demanda mundial LPE y quesos, son los que se presentan en las tablas 3.1 y 3.2 respectivamente, computando la participación media de Argentina en dichos mercados y los precios promedios recibidos en el período 1999-2013. Para el caso de la LPE se construyó como un solo destino el Sudeste Asiático, uniendo importantes compradores como China, Singapur, Tailandia y Vietman, que si bien representan una importante porción de las exportaciones de LPE, principalmente de China en los últimos años, se tiene para cada uno datos salteados (interrumpido a través de los años), pudiendo armar un solo bloque que compra en todos los años del período considerado. Considerando la distancia y los precios implícitos, se observa cierta uniformidad de tales países a fin de ser considerar como uno solo a los fines de cubrir todos los años del panel. De esta manera se obtiene un total de 19 países compradores para representar la demanda mundial de LPE con origen argentino. Por otra parte, en quesos se tiene un total de 13 destinos considerados como los principales países demandantes de Argentina.

En ambas tablas (3.1 y 3.2) los datos son presentados en orden decreciente del promedio anual del gasto total realizado por el país m en importaciones de cada lácteo. Para el caso de la LPE, se observa que el sudeste asiático lidera como comprador mundial, aunque la participación media de mercado de Argentina no llega representar al 1 por ciento anual. Sin embargo, en los otros dos principales compradores, Argelia y Venezuela, la participación de Argentina ya es mucho más elevada, alcanzando aproximadamente el 20 por ciento anual en promedio. En Brasil, las importaciones totales de LPE son bastantes cuantiosas, y aquí Argentina mantiene un promedio de casi el 70 por ciento del mercado de LPE importada. En Senegal y México se observa que Argentina participa con un 10 por ciento del mercado, mientras que en otros destinos con un gasto elevado en importaciones lácteas, como Arabia Saudita, Omán, Bangladesh, Líbano o Egipto, la participación anual media de Argentina apenas se encuentra entre el 1 y 2 por ciento del mercado total. Sin embargo, al mirar las exportaciones argentinas por destinos, los mismos son relevantes para el sector, de allí que sean incluidos entre los compradores más importantes, a pesar de que presentan un mayor grado de competencia con otros países y una menor participación como oferentes. Para

Tabla 3.1: Países Importadores de LPE Argentina. Promedios Anuales. Período 1999-2013

Importador (m)	\bar{w}_{am}	\bar{p}_{am}	\bar{G}_m (C.I.F US\$)
SudEsteAsia	0.008	3.160	738,000,000
Argelia	0.174	3.092	474,000,000
Venezuela	0.200	2.845	290,000,000
Arabia Saudita	0.006	2.703	227,000,000
Brasil	0.694	2.678	133,000,000
Omán	0.018	2.818	130,000,000
México	0.112	2.850	82,700,000
Rep. Dominicana	0.059	2.949	79,400,000
Bangladesh	0.014	2.993	71,000,000
Senegal	0.148	2.710	59,800,000
Líbano	0.029	2.961	56,000,000
Egipto	0.024	2.340	48,200,000
Peru	0.105	2.692	27,000,000
Costa de Marfil	0.105	2.686	26,600,000
Níger	0.401	2.714	17,700,000
Chile	0.634	2.685	11,600,000
Bolivia	0.297	2.669	4,056,270
Paraguay	0.909	2.918	3,981,329
Jamaica	0.581	3.480	3,250,650

Fuente: Elaboración propia en base a datos de COMTRADE (2014).

Tabla 3.2: Países Importadores de Quesos Argentinos

Importador (m)	\bar{w}_{am}	\bar{p}_{am}	\bar{G}_m
USA	0.029	4.626	1,000,000,000
Rusia	0.018	2.733	810,000,000
Japón	0.010	3.817	796,000,000
México	0.034	3.181	269,000,000
Canadá	0.004	5.186	195,000,000
Venezuela	0.042	4.417	83,300,000
Brasil	0.438	3.514	61,500,000
Chile	0.448	3.667	32,400,000
Peru	0.214	3.686	9,400,473
Paraguay	0.741	3.787	4,952,207
Colombia	0.027	5.506	3,232,838
Uruguay	0.228	3.201	2,167,205
Bolivia	0.353	3.287	1,803,209

Fuente: Elaboración propia en base a datos de COMTRADE (2014).

los últimos países de la lista (i.e. los de menor G_m) es donde se observa la mayor presencia de la oferta argentina en tales mercados, con un promedio del 60 por ciento de participación en países como Chile o Jamaica, cubriendo más del 90 por ciento del mercado paraguayo.

Para los Quesos se observa que en importadores más relevantes (mayor G_m), que coinciden con los principales compradores de quesos argentinos, la participación media anual se encuentra entre el 1 y 4 por ciento. Mientras que en Brasil y Chile, que también constituyen importantes compradores, la cuota argentina supera al 40 por ciento en promedio. Al comparar ambos productos puede apreciarse que el mercado mundial de quesos está más atomizado (específicamente, en los destinos aquí considerados), y Argentina debe enfrentar una mayor competencia, a la vez de que se trata de un producto con mayor grado de diferenciación, lo que puede explicar en parte la mayor diversificación de exportadores. Esto también se observa en los Quesos, donde por ejemplo, los precios de quesos Argentinos en el mercado estadounidense son mayores a los de Rusia, porque en el primero se envía principalmente quesos duros, mientras que en Rusia el principal producto enviado es la mozzarella; de allí tal diferencia.

Por el contrario, para la LPE los precios son más uniformes, encontrándose algunos precios medios superiores que pueden explicarse por el mayor costo de envío como es en el sudeste asiático y en Argelia en comparación con los destinos sudamericanos.

Con estos datos de comercio, se ajustan los modelos de demanda correspondientes a la utilidad CES homotética y no homotética descrita en (3.5) y (3.15), respectivamente, en sus versiones log-lineales en la participación del gasto del importador. Por lo tanto, para LPE y Quesos, con el panel formado por los países compradores comentados ($m = 1, \dots, M$) y el período de tiempo $t = 1999, \dots, 2013$, se tienen las siguientes versiones empíricas de la demanda mundial de lácteos argentinos. Bajo la hipótesis de la CES homotética:

$$\ln \omega_{mat} = \delta_{ma} + (1 - \sigma) \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + u_{mt}, \quad (3.19)$$

donde $\delta_{ma} = \sigma_m \ln \beta_{ma}$ es el efecto específico o individual t -invariante y u_{mat} es un término de perturbación aleatoria. Análogamente, bajo la hipótesis de la CES no homotética, la ecuación empírica de la demanda será:

$$\ln \omega_{mat} = \ln \xi_{ma} + (1 - \sigma) \gamma_a \ln \left(\frac{p_{mt}}{P_{mt}} \right) + (2\gamma_a - 1) \ln G_{mt} + v_{mt}, \quad (3.20)$$

donde en este caso $\xi_{ma} = \beta_{ma}^{\sigma_m \gamma_{ma}} \alpha_{ma}^{\gamma_{ma}/\theta_{ma}}$ es el efecto específico de preferencia en el comercio entre Argentina y el país m y v_{mt} el término de error. Se debe notar

que a los efectos de que los modelos (2.19) y (2.20) sean estimables, se supone

$$\begin{aligned}\sigma_m &= \sigma, \\ \gamma_{ma} &= \gamma_a.\end{aligned}$$

Los efectos específicos δ_{ma} y ξ_{ma} pueden desagregarse en una componente observable y otra no observable. Al igual que en el capítulo 2, para la componente observable se consideran algunas variables gravitacionales que pueden ser determinantes de los parámetros de preferencias, como el idioma en común (I), la distancia (mas allá del efecto sobre costo de transporte, considerando que p_{mat} incluye fletes y seguro) y los acuerdos comerciales. Para los acuerdos comerciales se considera al Mercosur (MS) al tener los países miembros como compradores relevantes. Dado que Venezuela es incorporado como integrante del bloque a partir de 2006, luego la *dummy* para Mercosur varía con t . Sin embargo, el modelo teórico es flexible para considerar cambios o desplazamientos en el tiempo de alguna componente que sea determinante de los parámetros de preferencia δ_{ma} y ξ_{ma} . Por lo tanto, los modelos (2.20) y (2.21) pueden escribirse de la forma

$$\begin{aligned}\ln \omega_{mat} &= \delta_{ma}^* + \alpha_{id}I_{ma} + \alpha_{MS}MS_{mt} + \alpha_{dist}dist_{ma} + \alpha_{\sigma} \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + u_{mt}, \\ \ln \omega_{mat} &= \xi_{ma}^* + \beta_{id}I_{ma} + \beta_{MS}MS_{mt} + \beta_{dist}dist_{ma} + \beta_{\sigma} \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + \\ &\quad + \beta_G \ln G_{mt} + v_{mt},\end{aligned}$$

donde, en términos de los parámetros estructurales se tiene que $\alpha_{\sigma} \equiv (1 - \sigma)$, $\beta_{\sigma} \equiv (1 - \sigma)\gamma_a$ y $\beta_G \equiv (2\gamma_a - 1)$. Para estimar estos modelos se utilizan en primer lugar técnicas clásicas de datos de panel; a saber el estimador de efectos fijos (EF) y de efectos aleatorios (EA). Considerando las técnicas empleadas en el capítulo anterior para datos de panel, en este capítulo se realiza un análisis más resumido respecto al estimador a utilizar. En particular, al contrastarse la presencia de correlación serial para estos modelos, en los modelos (3.19)-(3.20) se asumirá que los errores siguen un proceso AR(1), i.e.

$$\begin{aligned}u_{mt} &= \rho^u u_{m,t-1} + \varepsilon_{mt}^u, \\ v_{mt} &= \rho^v v_{m,t-1} + \varepsilon_{mt}^v\end{aligned}$$

Para la estimación de los modelos de EF y EA con AR(1) se emplea el método de Baltagi y Wu (1999) el que consiste en estimar en una primera etapa los ρ^j ($j = u, v$) y luego se aplica una transformación sobre los datos con el fin de remover el componente AR(1). Una vez transformados los datos, para el estimador

de EF (estimador *within*), la primera observación de cada panel queda eliminada a fin de remover el efecto fijo, aplicando luego MCO. Para el caso del estimador de efectos aleatorios, sobre estos datos transformados se aplica mínimos cuadrados generalizados (MCGF)²

Dado que el interés de la estimación de las demandas recae principalmente sobre los parámetros del precio, como así también del gasto total en el caso de la CES no homotética, el modelo de EF es preferible ante el riesgo de estimadores inconsistentes via MCO o EF en caso de que el efecto individual no explicado esté correlacionado con las co-variables del modelo. Sin embargo, el estimador de EF, al usar sólo la variabilidad “intra” (*within*) es menos eficiente, sumado al hecho de que el estimador *within* depura la componente fija correspondiente a co-variables *t*-invariantes que suelen brindar información de interés sobre las preferencias de los compradores mundiales. Una propuesta que contempla las bondades del estimador de EF y a su vez posibilita la estimación de los parámetros correspondientes a variables *t*-invariantes, es el denominado estimador de Descomposición del Vector de Efectos Fijos (DVEF) propuesto por Plümper y Troeger (2007). A pesar de que el DVEF constituye una alternativa atractiva, adoptada por muchos trabajos recientes de datos en panel en general, y para comercio en particular (e.g. Sanchez Roble et al., 2015), existen debates y críticas sobre la originalidad del método respecto al estimador lineal de efectos fijos con variables ficticias, como también sobre la eficiencia y consistencia del estimador (Green, 2011; Breusch et al., 2011; Plümper y Troeger, 2011).

Recientemente, Pesaran y Zhou (2014) han propuesto un método de efectos fijos que generaliza el DVEF, y del cual se obtienen mejores resultados respecto a la consistencia, insesgadez y eficiencia de los estimadores, con errores estándares robustos por heterocedasticidad y correlación serial. Este método es denominado de Efectos Fijos Filtrado (EFF), el que puede ser computado en 2 etapas. En la etapa 1, para los modelo (3.19) y (3.20), se computan los estimadores de efectos fijos de $(1 - \sigma)$ para (3.19), más $(2\gamma_a - 1)$ para el caso de (3.20), que podemos denotar por $(1 - \hat{\sigma})$ y $(2\hat{\gamma}_a - 1)$, obteniendo los correspondiente residuos

$$\begin{aligned}\hat{u}_{mt} &= \ln \omega_{mat} - (1 - \hat{\sigma}) \ln (p_{mat}/P_{mt}) \\ \hat{v}_{mt} &= \ln \omega_{mat} - (1 - \hat{\sigma}) \ln (p_{mat}/P_{mt}) - (2\hat{\gamma}_a - 1) \ln G_{mt}\end{aligned}$$

En la etapa 2 se calculan en primer lugar las medias sobre *t* de tales residuos, i.e.

²Para mayor detalle del método ver Baltagi y Wu (1999), Baltagi(2013) o bien el manual de *Stata* de **xtregar** para una revisión rápida de la transformación aplicada para remover el AR(1).

$\bar{u}_m = \sum_t \hat{u}_{mt}$ y $\bar{v}_m = \sum_t \hat{v}_{mt}$. Luego se ajusta un modelo lineal de regresión con intercepto, tomando como respuesta la variable \bar{u}_m para el modelo homotético y \bar{v}_m para el caso no homotético, sobre las variables t -invariantes contenidas en δ_{ma} y ξ_{ma} , respectivamente. Con esto se obtiene un estimador para tales variables, y el efecto individual del intercepto aquí es computado como la diferencia entre la media de los residuos medios (\bar{u}_m y \bar{v}_m) y el valor ajustado de esta última regresión³.

3.4. Resultados

3.4.1. Coeficientes de la Demanda

En las Tablas 3.3 y 3.4 se presentan los resultados de las estimaciones de la demanda mundial de LPE y Quesos, respectivamente, para ambas especificaciones de las preferencias mundiales y diferenciando de acuerdo al modelo de datos de panel asumido; i.e. efectos fijos (filtrado) estimado vía *within* y efectos aleatorios vía MCGF, considerando en ambos casos errores idiosincráticos con estructura AR(1). Además de los parámetros de la demanda con sus correspondientes errores estándar, se presentan una serie de medidas y estadísticos adicionales para evaluar la bondad de ajuste y cuestiones de especificación de los modelos. En particular, se muestran diferentes medidas del R-cuadrado, los desvíos estándar del efecto específico no observado y del término de error, los coeficientes de correlación, los estadísticos del test de Hausman (tradicional y en su versión robusta) y dos estadísticos de contraste de la autocorrelación serial; específicamente el estadístico Durbin-Watson modificado propuesto por Bhargava et al. (1983) y el LBI de Baltagi y Wu (1999). Para el caso específico de los modelos de EFF, el R-cuadrado total se calculó como el cuadrado del coeficiente de correlación entre el valor ajustado derivado de las dos etapas del método de EFF y los valores observados del logaritmo de la participación en el gasto de los importadores. Para el caso de EF y EA, las distintas medidas de los R-cuadrados son computados de la forma usual para estos modelos (e.g. Cameron y Trivedi, 2005).

En términos generales se observan ajustes aceptables en todos los modelos en base a los valores del R^2 (R-cuadrado global), aún en el caso de los estimadores de EF, teniendo en cuenta que se ignora la contribución del δ_{ma}^* , mejorando claramente cuando se incorporan otras variables en el EFF.

Específicamente, para el caso de la LPE, las variables t -invariantes contribuyen en aproximadamente un 26 por ciento en la variabilidad explicada del modelo bajo la hipótesis de CES homotética y en un 18 por ciento cuando se asume CES

³Para mayores detalles de las propiedades de este estimador ver Pesaran y Zhou (2014).

Tabla 3.3: Parámetros Estimados de la Demanda Mundial de LPE

Variable	CES Homotética			CES No Homotética		
	EF	EA	EFF	EF	EA	EFF
$\ln\left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}}\right)$	0.8621** (0.4356)	0.6638 (0.4407)	0.8621** (0.4356)	0.8942** (0.4326)	0.6676 (0.4414)	0.8942** (0.4326)
<i>Idioma</i>		-0.7875* (0.4414)	-0.77*** (0.1117)		-0.7851* (0.4367)	-0.748*** (0.0926)
<i>Mercosur</i>	1.03 (0.7202)	0.6921 (0.4548)	1.03 (0.7202)	1.2259* (0.7235)	0.6985 (0.4623)	1.2259* (0.7235)
<i>Distancia</i>		-0.0006*** (0.00009)	-0.0006*** (0.00002)		-0.0006*** (0.00009)	-0.0005*** (0.00002)
$\ln G_{mt}$				-0.1886** (0.0931)	-0.0099 (0.0848)	-0.1886** (0.0931)
intercepto	-2.5707*** (0.1036)	0.0729 (0.5415)	2.551*** (0.132)	0.7042 (1.1977)	0.2282 (1.4224)	2.128*** (0.1016)
<i>N</i>	236	255	255	236	255	255
<i>R</i> ²	0.2058	0.5694	0.5668	0.3808	0.5701	0.562
<i>r</i> _b ²	0.2814	0.8218		0.5443	0.8233	
<i>r</i> _w ²	0.027	0.0213		0.0456	0.0207	
<i>v</i> _α	1.61	0.5587		1.4161	0.5458	
<i>v</i> _u	1.0368	1.1255		1.0296	1.1273	
<i>ρ</i> _ε	0.7068	0.1977		0.6542	0.1899	
<i>ρ</i> _{AR}	0.2676			0.2702		
Hausman T.	2.46			3.76		
Hausman R.	0.44			0.47		
D-W Modif.	1.1535			1.1527		
B-W LBI	1.471			1.467		

Nota: R. E.E. entre paréntesis. ****p* < 0,01; ***p* < 0,05%; **p* < 0,1

no homotética. En todos los casos se observa una menor variabilidad explicada *within* (r_w^2) respecto a la *between* (r_b^2), siendo mucho mayor la brecha en el caso de la LPE. Esto sugiere que la variabilidad de demanda mundial de LPE es explicada mayormente por la variabilidad entre los distintos compradores que por variaciones de las importaciones de cada uno de ellos a través del tiempo, reduciendo así la potencialidad que se espera brinde un panel de datos. De todos modos, al tener tan solo dos variables que cambian en *t*, y una de ellas con muy poca variabilidad (*Mercosur*), resulta lógico obtener un r_w^2 pequeño, dada la dispersión global observada en las cuotas que tiene Argentina en los distintos mercados internacionales de LPE. Al mismo tiempo, la brecha entre esta medida y el R-cuadrado total muestra que el efecto específico de la heterogeneidad no observada es muy importante. Para los quesos se observa que la variabilidad explicada dentro de cada país a través del tiempo (r_w^2) es mayor que en el caso de la LPE, por lo que los estimadores de EF presentan un mejor ajuste. Si bien entre el valor del r_w^2 y el R-cuadrado total (R^2) hay una menor diferencia, se observa que aún el efecto específico es relevante.

Por otra parte, los valores del D-W modificado y del LBI revelan la presencia

de correlación serial para ambos productos y modelos⁴.

Tabla 3.4: Parámetros Estimados de la Demanda Mundial de Quesos

Variable	CES Homotética			CES No Homotética		
	EF	EA	EFF	EF	EA	EFF
$\ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)$	-1.8564*** (0.5013)	-1.446*** (0.4045)	-1.8564*** (0.5013)	-1.865*** (0.5024)	-1.573*** (0.402)	-1.865*** (0.5024)
<i>Idioma</i>		0.2036 (0.8739)	0.6627*** (0.2048)		0.549 (0.883)	0.4847** (0.2039)
<i>Mercosur</i>	2.8567*** (0.8239)	1.541*** (0.5857)	2.8567*** (0.8239)	2.9114*** (0.8181)	1.5427*** (0.5631)	2.9114*** (0.8181)
<i>Distancia</i>		-0.0004** (0.0002)	-0.0003*** (0.00002)		-0.0005*** (0.0002)	-0.0002*** (0.00003)
$\ln G_{mt}$				-0.1074 (0.1291)	0.1815 (0.1135)	-0.1074 (0.1291)
intercepto	-3.905*** (0.1717)	-3.569*** (1.076)	0.3659** (0.1774)	-2.035 (1.4594)	-5.509** (2.165)	0.2845*** (0.1813)
N	178	191	191	178	191	191
R^2	0.1586	0.444	0.6196	0.2146	0.4413	0.614
r_b^2	0.1533	0.5402		0.2328	0.5284	
r_w^2	0.1586	0.2216		0.1335	0.2459	
v_α	1.837	1.039		1.7412	1.0443	
v_u	1.016	1.0147		1.0172	1.0140	
ρ_ϵ	0.7657	0.5118		0.7456	0.5147	
ρ_{AR}	0.3681			0.3577		
Hausman T.	3.59			5.76		
Hausman R.	8.06***			5.95***		
D-W Modif.	1.193			1.2386		
B-W LBI	1.315			1.3379		

Nota: E.E.R. entre paréntesis. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

En los parámetros de demanda estimados se revelan algunas diferencias importantes al comparar efectos fijos *versus* efectos aleatorios. Para el caso de la LPE, si se consideran las preferencias CES homotéticas, el coeficiente correspondiente al precio relativo es mayor en EF y es estadísticamente significativo, no así bajo EA. En ambos casos, el coeficiente de *Mercosur* no es significativo a pesar de mostrar el signo esperado. Respecto a las variables *t*-invariantes, hay mayor coincidencia entre EA y EFF, siendo significativas tanto *Idioma* como *Distancia*. Para el caso del modelo con preferencias no homotéticas, ocurre algo similar en cuanto a la diferencia (y similitud) entre coeficientes. Lo más llamativo en este caso es el coeficiente correspondiente al gasto total en lácteos que realiza el importador (G_{mt}). Mientras que para el estimador de EA es prácticamente nulo y no significativo, el estimador de EF muestra un coeficiente negativo y estadísticamente

⁴Para muestras grandes, con valores inferiores a dos se rechaza la hipótesis $\rho_{AR} = 0$. Para muestras pequeñas, los límites (inferior - superior) de los valores críticos específicos según tamaño de T y N ver Bhargava et al. (1982) o Verbeek (2008) para una explicación más coloquial del mismo con algunos valores críticos.

significativo. En términos económicos esto cobra mucha relevancia, puesto que bajo el estimador de EA, se rechaza la no homoteticidad de las preferencias CES mientras que con EF se infiere que ante incrementos en el gasto total lácteo de los importadores, la participación de Argentina disminuyó, aumentando por ende la de otros exportadores, y colocando así a la LPE argentina en la categoría de bien necesario-inferior en los mercados internacionales respecto a sus competidores.

Para el caso de los quesos se observa que si bien los coeficientes del precio relativo difieren entre los estimadores de efectos fijos y aleatorios, en ambos casos son estadísticamente significativos. La variable *Mercosur* es positiva y significativa, donde el estimador de EF casi que duplica al de EA. Para la variables *t*-invariantes, la mayor diferencia está en la variable *Idioma*, siendo sólo significativa con el estimador de EFF. La variable *Distancia* es significativa para ambos estimadores, pero en este caso EA arroja mayores coeficientes. Para la CES no homotética de quesos, el gasto total del país importador muestra no ser estadísticamente significativo según ambos estimadores. Por lo tanto, para los quesos puede asumirse que bajo el supuesto de utilidad de elasticidad constante (CES) de los importadores, la hipótesis de homoteticidad no se rechaza en términos estadísticos.

Al encontrar tales divergencias entre los estimadores de los coeficientes de demanda, resulta conveniente contrastar la hipótesis nula de que los efectos específicos son aleatorios, distribuidos independientemente de los predictores. Como se observan en los estadísticos de las tablas, para la LPE tanto el test de Hausman tradicional como su versión robusta muestran que no existe evidencia estadística suficiente para rechazar los supuestos del modelo de EA. Si bien en la literatura económica aplicada, suele recomendarse la utilización de efectos fijos dado que es muy común encontrar argumentos económicos para respaldar la correlación entre el efecto específico no observado y las co-variables incluidas, en el presente se tomarán en cuenta ambos estimadores a los fines comparativos; y se verá así mismo que las principales elasticidades derivadas de tales modelos suelen converger a valores similares. Para los quesos, si bien el test de Hausman tradicional no rechaza los supuestos del modelo de EA, el Hausman robusto rechaza a un nivel del 1 por ciento, por lo que en este caso hay mayor evidencia a favor del uso del estimador de efectos fijos.

Para la LPE, los coeficientes estimados del precio relativo, i.e. $1 - \sigma_m$ y $(1 - \sigma_m)\gamma_{ma}$, muestran en general una baja elasticidad de sustitución en los mercados internacionales donde Argentina participa con sus exportaciones. Específicamente, de la ecuaciones (3.5) y (3.15) los valores estimados de estos coeficientes muestran que un incremento (caída) relativo del precio de LPE argentina estuvo asociado con un aumento (disminución) en su participación de mercado, siendo

un resultado no consistente con la teoría de demanda, dado que en general se espera una elasticidad de sustitución mayor a la unidad, o lo que es equivalente unos valores de $1 - \hat{\sigma}_m$ y $(1 - \hat{\sigma}_m)\hat{\gamma}_{ma}$ negativos (Armington, 1969). Sin embargo, la elasticidad de sustitución, aunque baja, sigue teniendo el signo esperado. Este resultado de baja σ (< 1) se observa en varios casos de la literatura empírica que utiliza especificaciones CES para el análisis de la demanda de importaciones para diferentes tipos de productos, como ser en Yang y Koo (1993), Gohin y Féménia (2009) o Sauquet et al. (2011). Ésto, como se verá en la siguiente sección, termina reflejándose en bajas elasticidades precio propias y cruzadas.

Por otro lado, para el mercado internacional de quesos, contrariamente a lo que se observa para la LPE, el coeficiente del precio relativo es negativo y superior a la unidad en valor absoluto, lo que revela una elevada elasticidad de sustitución. En este caso un incremento relativo del 10 por ciento en el precio de los quesos argentinos reduciría la participación media de Argentina en el mercado mundial en aproximadamente un 18 por ciento, de acuerdo al estimador de efectos fijos.

Mientras que el signo de la distancia es el esperado (negativo) y en ambos productos es una variable significativa, el idioma en común para el modelo de LPE tiene signo negativo, mientras que en quesos es positivo, y en ambos casos, estadísticamente significativo cuando se considera el estimador de efectos fijos. En general el idioma en común (o las raíces coloniales comunes) funciona como *proxy* de la “distancia cultural” entre países, y generalmente está asociada de forma inversa con los costos de transacción del comercio (Agostino et al., 2007; Fidrmuc, 2009). Por ello la hipótesis respecto al idioma en común es que el mismo contribuya a facilitar las relaciones comerciales y por ende tenga un impacto positivo sobre la demanda. Sin embargo, para la LPE es negativo. Dado que los países de habla hispana con los que Argentina comercia LPE son en general países limítrofes o muy cercanos de Sudamérica, algunos de ellos socios del Mercosur como Paraguay o Venezuela, la variable *Distancia* ya capta este favoritismo por la cercanía entre los mismos. Cuando los modelos se ajustan sin la variable *Distancia*, el idioma en común sigue siendo significativo pero con el signo positivo esperado. Sin embargo, si se incluye solo *Idioma*, resulta confuso conocer cuál es el factor que realmente facilita el comercio, es decir, si es el idioma en común, o bien la cercanía entre los países que casualmente hablan el mismo idioma. Entre los países cercanos a Argentina y que poseen otro idioma se encuentra Brasil, quien constituye uno de los principales países compradores de lácteos argentinos. De hecho, la participación media de Brasil es del 69 por ciento, mientras que la del resto de los países sudamericanos de habla hispana es del 43 por ciento. Esto se refuerza más aún si consideramos que fuera de Sudamérica sólo se encuentran República Dominicana y México como compradores de habla

hispana, donde Argentina tiene una participación media (en todo el período) del 8.6 por ciento, en contraposición al 13.5 por ciento en países compradores que no pertenecen a Sudamérica y poseen otro idioma. Por lo tanto, el signo negativo del idioma en común queda totalmente justificado en este sentido, siendo consistente con la distribución de la demanda revelada en los mercados internacionales.

3.4.2. Análisis de las Elasticidades

De los coeficientes estimados de las funciones de demanda presentados anteriormente, es posible computar las diferentes elasticidades consistentes con los modelos estructurales propuestos. En primer lugar, la elasticidad de sustitución (σ) surge directamente del coeficiente del precio relativo. A partir de (3.6) y (3.16) se obtienen la elasticidades-precio propias de la demanda de LPE y Quesos exportados por Argentina ($\eta_a^{p_{ma}}$). En base a (3.7) se computa la elasticidad-precio cruzada de la respuesta de demanda de LPE y Quesos argentinos respecto al precio de los países exportadores que compiten con Argentina en los mercados mundiales analizados ($\eta_a^{p_{cm}}$). Por último, en base al modelo con CES no homotética, es posible obtener la elasticidad-gasto ($\eta_{at}^{G_m}$) en base a (3.17). Puesto que la elasticidades-precio varían de acuerdo a las dos dimensiones del panel (i.e. tiempo y países), para obtener una medida sintética, se calculan en la media (i.e. tomando $\omega_a = \sum_m \sum_t \omega_{mat}$). A su vez, a partir del método *Delta* se obtienen los errores estándar correspondientes (Hirschberg et al., 2008). Los resultados de estas elasticidades son resumidos en la tabla 3.5.

En primer lugar, como ya fue comentado en la sección anterior, se observa una gran diferencia entre las elasticidades de sustitución de la LPE y de Quesos. En el primer caso, son bajas y no significativas, mientras que para los quesos son mucho más altas y significativas. Esto sugiere la existencia de un mayor nivel de competencia en los mercados mundiales de quesos, donde los países demandantes tienen una mayor respuesta ante cambios en los precios relativos. Por el contrario, el mercado mundial de LPE se muestra más invariante ante diferencias en los precios relativos, revelándose por ende una menor presión competitiva.

Esta conclusión se refuerza al observar los valores de las elasticidades-precio. Mientras que en LPE la demanda mundial es inelástica ante los precios propios (i.e. de Argentina) y de los competidores, la demanda mundial de Quesos es elástica mostrando que ante un incremento del 10 por ciento en los precios de los quesos argentinos, la cantidad demandada de los mismos se reduce en promedio en más del 20 por ciento. Del mismo modo, ante un incremento del 10 por ciento en el precio de los competidores, la cantidad demandada de quesos argentinos se incrementaría también en más del 20 por ciento. Si bien las elasticidades-precio

Tabla 3.5: Elasticidades de la Demanda Mundial de Lácteos Argentinos

	CES Homotética		CES No Homotética	
	EF	EA	EF	EA
Elasticidades:				
LPE				
Sustitución (σ)	0.1379 (0.4357)	0.3362 (0.4407)	0.1058 (0.4326)	0.3324 (0.4414)
Precio				
Propia ($\eta_a^{p_{ma}}$)	-0.335 (0.3368)	-0.4868 (0.3135)	-0.3087 (0.3407)	-0.4839 (0.3413)
Cruzada ($\eta_a^{p_{cm}}$)	0.1066 (0.3268)	0.2599 (0.3407)	0.0818 (0.3344)	0.2569 (0.3413)
Gasto ($\eta_{at}^{G_m}$)	1	1	0.8114 (0.0931)	0.9901 (0.0848)
Quesos				
Sustitución (σ)	2.6770 (0.4991)	2.4456 (0.4045)	2.8648 (0.5024)	2.5732 (0.4020)
Precio				
Propia ($\eta_a^{p_{ma}}$)	-2.3430 (0.3997)	-2.1579 (0.3240)	-2.4937 (0.4024)	-2.2601 (0.3220)
Cruzada ($\eta_a^{p_{cm}}$)	2.1440 (0.3998)	1.9589 (0.3240)	2.2947 (0.4024)	2.0611 (0.3220)
Gasto ($\eta_{at}^{G_m}$)	1	1	0.8926 (0.1291)	1.1815 (0.1136)

Nota: E.E. entre paréntesis. Computados vía método delta.

propias son mayores a las cruzadas en valor absoluto (lo que se espera desde la teoría microeconómica), la diferencia no es tan sustancial.

Las elasticidades-gasto son cercanas a la unidad, lo que fue previamente deducido a partir de su coeficiente de demanda cercano a cero, mostrando con ello evidencia a favor del supuesto de homoteticidad de las preferencias. A pesar de ello, si se consideran los estimadores de EF, puede observarse que ante un incremento en el gasto total en lácteos que realizan los importadores, la cantidad demandada hacia los lácteos argentinos se incrementa pero en una proporción un poco menor (19% para la LPE y 11% para quesos). Adicionalmente, se puede ver que las elasticidades-gasto para quesos son mayores que las de LPE lo que es consistente con el hecho de que los quesos son bienes más de lujo que la LPE, mostrando incluso un estimador de la elasticidad mayor que uno bajo el estimador de EA.

Debe tenerse en cuenta que las elasticidades-precio son estimadas tomando los precios pagados por los países consumidores de las importaciones lácteas, i.e. precios C.I.F. p_{ma} ; y por definición $p_{ma} = \tau_{ma}\tilde{p}_{ma}$ donde τ_{ma} representa los costos

de fletes, seguros y aranceles, y \tilde{p}_{ma} es el precio de la exportación (F.O.B) que realiza a al destino m . Por lo tanto, si los precios de exportaciones son constantes, las elasticidades-precio pueden reflejar los cambios en la demanda por cambios en los costos efectivos de transporte incluyendo el efecto de la política arancelaria.

Dado que las estimaciones de las elasticidades se obtienen a partir de modelar la esperanza condicionada de la demanda tomando un panel conformado por un período histórico (1999-2013) y un conjunto de países compradores, se puede realizar una interpretación económica de las mismas teniendo en cuenta tales dimensiones del panel de datos. De esta manera, como en el caso de LPE la variabilidad explicada tiene su origen principalmente en la dispersión temporal, con los valores de la elasticidad-precio propia podría concluirse que para los años en los que los precios medios de Argentina fueron superiores en un 10 por ciento, la cantidad demandada fue en promedio un 4.8 por ciento menor (considerando la elasticidad-precio propia del modelo de EA). Para el caso de los quesos, la variabilidad explicada entre países compradores también es relevante, por lo que los resultados de la elasticidad deben interpretarse teniendo en cuenta ambas fuentes de variabilidad. Específicamente, los resultados muestran que en años y países donde el precio de los quesos argentinos fue un 10 por ciento superior, se demandó en promedio un 20 por ciento menos. Con esto se quiere puntualizar que si bien los valores de las elasticidades (evaluados en la media total) permiten caracterizar el comportamiento de la demanda en términos generales, debe tenerse en cuenta que la derivación de tal valor numérico se extrajo de un período histórico y de países compradores heterogéneos, para los cuales se tienen elasticidades puntuales específicas.

Si bien para la estimabilidad de la funciones de demandas es necesario asumir una elasticidad de sustitución constante común para cada país de destino, la elasticidad-precio propia es función de la participación que tiene Argentina en el destino específico. Por ello para cada país importador y en un año específico se tiene un determinado valor de la elasticidad, a pesar de que la componente correspondiente del grado de sustituibilidad entre competidores mundiales se asuma idéntico en cada destino. De (3.6) se observa que en el caso de baja elasticidad de sustitución (i.e. $(1 - \bar{\sigma}) > 0$), como en el mercado mundial de LPE, cuanto mayor sea la participación de Argentina en cierto mercado m , mayor $|\eta_{ma}|$. Es decir, que la inelasticidad respecto al precio asociada a la baja elasticidad de sustitución, se ve contrarrestada cuando Argentina tiene una mayor cuota de mercado. Por el contrario, en el caso de alta elasticidad de sustitución (i.e. $(1 - \bar{\sigma}) < 0$), como en el mercado de los quesos, la mayor participación de Argentina en un cierto mercado m implica una menor $|\eta_{ma}|$. Por lo tanto, cuando existe alto grado de sustituibilidad entre los competidores, los mercados compradores son más insen-

sibles a cambios en los precios si Argentina tiene un mayor posicionamiento en dicho mercado. Por el contrario, en los mercados con baja participación y demanda más elástica, la reducción porcentual en la cantidad demandada ante un incremento en el precio será mayor.

En las figuras 3.1 y 3.2 se exponen las elasticidades-precio propias de la demanda de LPE y quesos argentinos en cada mercado específico m .

Figura 3.1: Elasticidad-precio Propia de la LPE Argentina en Países Importadores Específicos

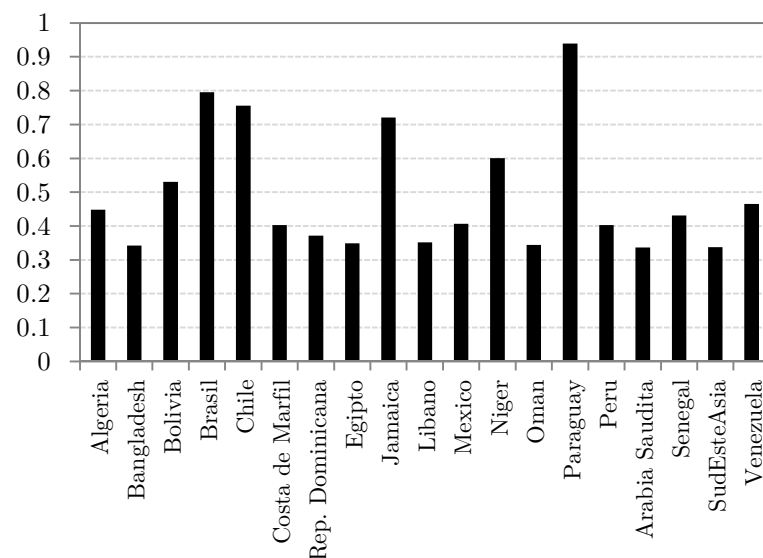
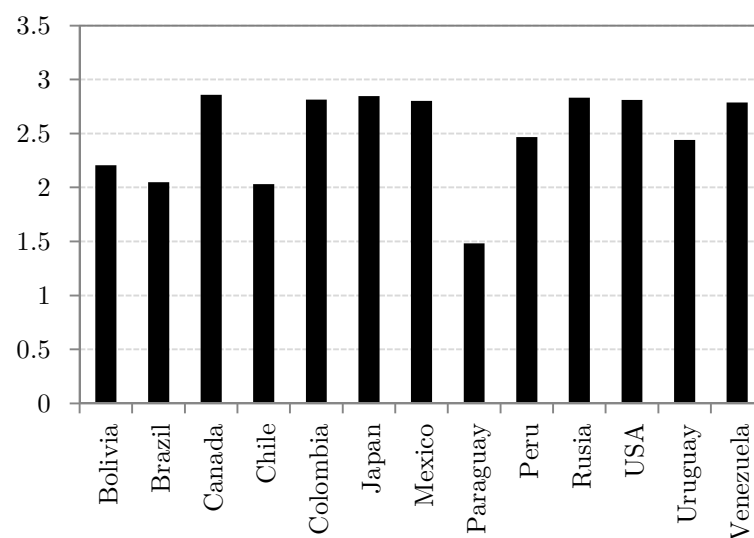


Figura 3.2: Elasticidad-precio Propia de Quesos Argentinos en Países Importadores Específicos



Para la LPE se observa que en países sudamericanos, como Brasil, Chile,

Bolivia y Paraguay, donde Argentina mantiene mayores cuotas de mercado, la elasticidad-precio propia llega a duplicar a la elasticidad promedio. También para países como Jamaica o Nigeria se observan elasticidades superiores. Para el resto de los países, las elasticidades rondan el valor de la media, esto es entre 0.3 y 0.4 en valor absoluto, superando levemente estos valores en mercados más relevantes para las exportaciones argentinas de LPE como ser Argelia, Senegal y Venezuela.

Por el contrario, en los mercados internacionales de quesos se observa cómo en países donde Argentina tiene mayor participación, la demanda es más insensible ante cambios en los precios argentinos de importación, mientras que en mercados grandes y más atomizados en las importaciones como Estados Unidos, Mexico, Canada, Japón y Russia, la demanda por quesos argentinos llega ser casi igual a 3 en valor absoluto (i.e. si en un determinado año, los precios de los quesos argentinos se incrementaran en un 10 por ciento por ejemplo, luego la cantidad demandada al país caería en un 30 por ciento).

Haciendo uso de estas elasticidades, es posible construir una medida del grado de competencia, y con ello del posicionamiento competitivo de Argentina, en base a ponderar la medida de elasticidad por la participación que tiene en el mercado. Específicamente para un destino m , se define el siguiente ratio

$$IC_m^a = \frac{\omega_{ma}}{|\eta_{ma}|}.$$

El ratio IC_m^a constituye una medida aproximada del poder de mercado que revela Argentina en un cierto país comprador, y es un indicador de competitividad refinado respecto a la simple participación en el mercado mundial, utilizada como indicador de competitividad en el Capítulo 1, al incorporar la respuesta de la demanda en la fijación de los precios propios. Mas aún, en el marco de la Nueva Organización Industrial Empírica (NOIE), si consideramos el problema de decisión de un país exportador respecto a la colocación de su producto en el mercado m en un marco de competencia imperfecta, bajo cierto supuestos en torno al parámetro de “variaciones conjeturales”, IC_m^a constituye una *proxy* del denominado índice de Lerner (i.e. $[p_{ma} - c'(q_{ma})]/p_{ma}$ siendo $c'(q_{ma})$ el costo marginal de producción de q_{ma}) (Suzuki y Kaiser, 2006). En la presente tesis se considera al ratio IC como un índice del posicionamiento competitivo que tiene en los mercados internacionales, pues el mismo es creciente cuando el país tiene una participación alta en un mercado más insensible ante cambios en los precios propios, revelando así una mayor potencialidad para mantener e incrementar sus ventas en dicho mercado. Los resultados del IC_m^a se presentan en las figuras 3.3 y 3.4.

Para los importadores de LPE se pueden clasificar tres grupos de países respec-

Figura 3.3: Posicionamiento en los Mercados Mundiales de LPE. Ratio IC_m^a

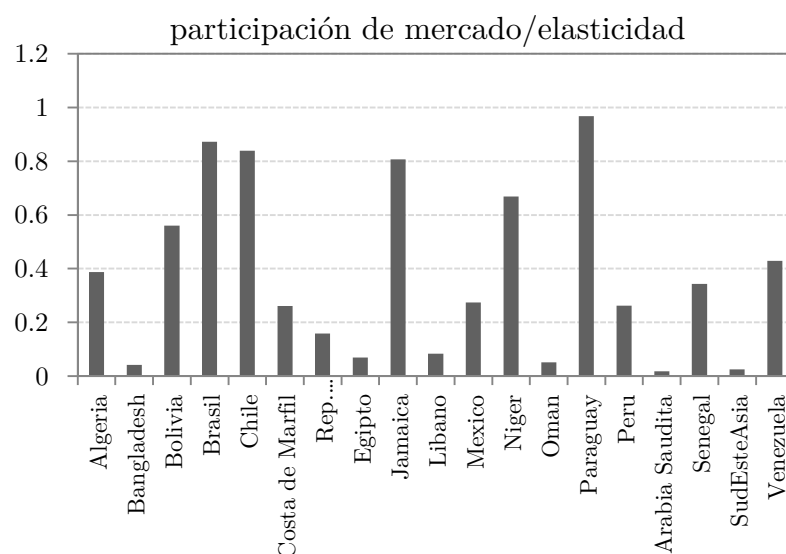
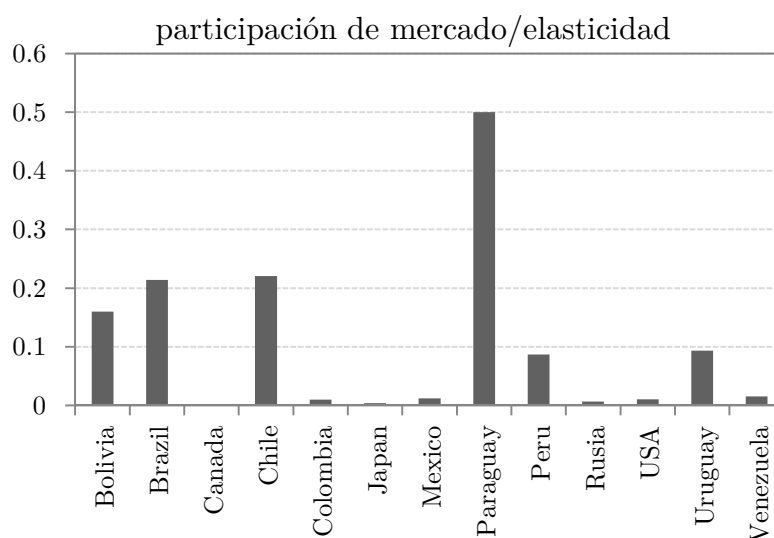


Figura 3.4: Posicionamiento en los Mercados Mundiales de quesos. Ratio IC_m^a



to al posicionamiento de Argentina. En primer lugar, en los países de Sudamérica se revela el mayor posicionamiento competitivo. Por lo tanto, si bien la respuesta de la demanda respecto a los precios es mayor (figura 3.1), esto no llega a contrarrestar la importante participación en el mercado que tiene, y con ello el mayor poder de mercado. Con un posicionamiento medio, se encuentran algunos países africanos como ser Argelia, Niger y Senegal, o bien Venezuela, México y Perú, los que a su vez mostraron menores elasticidades-precio. Por último, un posicionamiento relativamente débil se observan en mercados más distantes como los de Arabia Saudita, Omán, Líbano, China y el sudeste asiático (agrupados en

SudEsteAsia).

En el comercio de quesos, se observan diferencias más pronunciadas entre países sudamericanos donde se revela un alto posicionamiento competitivo de Argentina (exceptuando Venezuela y Colombia), y el resto de los países donde el IC es cercano a cero. En este caso, la baja participación en dichos mercados es reforzada por mayores elasticidades-precio, siendo mercados en donde la coexistencia de importantes competidores mundiales y diferentes acuerdos comerciales entre ellos, hace más dificultoso el incremento en la participación de Argentina en la demanda de importación láctea total.

Dada la heterogeneidad observada entre países compradores, es posible preguntarse sobre la existencia de alguna relación entre las características propias de dichos países y las elasticidades computadas. Del análisis anterior fue posible detectar diferencias principalmente entre los países cercanos a Argentina y el resto. Ahora bien, a través de tiempo todos los países compradores experimentan cambios en términos de su producto nacional, población y desarrollo económico. Por ello, para finalizar el análisis de las elasticidades de la demanda de lácteos argentinos, siguiendo a Yilmazkuday (2015), se propone estudiar la asociación entre la elasticidad-precio propio y las variables gravitacionales que caracterizan a los países con los que comercia, mediante la siguiente regresión:

$$\ln |\eta_{mat}| = \beta_0 + \beta_1 \ln(PIB_{mt}) + \beta_2 \ln(Pob_{mt}) + \beta_3 \ln(PIBpc_{mt}) + \beta_4 \ln(Distancia_{ma}) + \beta_5 Idioma_m + error,$$

donde PIB_{mt} es el producto de la economía m en el año t y mide el tamaño económico del país, Pob_{mt} es la población del país, utilizada como *proxy* del tamaño general del país m , y con ello de la demanda, el $PIBpc_{mt}$ es el producto *per cápita* de la economía, utilizado para capturar el nivel de desarrollo económico de la población en m (Yilmazkuday, 2015: 232). Adicionalmente se incorporan la distancia geográfica ($Distancia_{ma}$) entre Argentina y m , y el idioma en común, ya incorporadas en la estimación de las funciones de demanda. La ecuación se estima mediante MCO para los datos agrupados, utilizando los errores estándares por la potencial correlación temporal y espacial, y por heterocedasticidad en base a la corrección propuesta por Driscoll y Kraay (1998). Los resultados son presentados en la tabla 3.6.

Lo primero a destacar es que los coeficientes de la LPE son exactamente opuestos a los de quesos, partiendo del hecho de que la demanda de LPE es inelástica pero elástica la de quesos. Específicamente, mientras que la elasticidad de la demanda de LPE está asociada negativamente con el producto de las economías importadoras, la demanda de quesos argentinos es más elástica en aquellas eco-

Tabla 3.6: Elasticidades-precio Propias y Variables Gravitacionales de los Importadores

Variable	LPE	Quesos
	$ \eta_{mat} \leq 1$	$ \eta_{mat} > 1$
$\ln(PIB_{mt})$	-0.0574* (0.0274)	0.0664*** (0.0171)
$\ln(Pob_{mt})$	0.0414** (0.0173)	-0.053** (0.0218)
$\ln(PIBpc_{mt})$	0.0505** (0.0187)	-0.0054 (0.0157)
$\ln(Distancia_{ma})$	-0.4021*** (0.0102)	0.0923*** (0.0144)
$Idioma_m$	-0.2615*** (0.0369)	0.1052*** (0.0142)
R-cuadrado Aj.	0.651	0.4307

Nota: E.E. robustos (Driscoll-Kraay) entre paréntesis.

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

nomías y años con mayor nivel de producto bruto interno. A su vez, mientras más pobladas son las economías, más elástica es la demanda de LPE y más inelástica la de quesos, lo que puede deberse a la menor diversidad de países oferentes de quesos en países más pequeños. Las economías más desarrolladas (i.e. con mayor PIB per cápita) muestran tener una demanda de LPE argentina que responde con mayor intensidad a cambios en los precios, lo que puede explicarse por la mayor apertura (y por ende, con un mayor número de competidores) que caracteriza a economías más desarrolladas. Sin embargo, para la demanda de quesos se observa un coeficiente negativo aunque no significativo. Por último, la mayor distancia y el idioma en común tienden a hacer más inelástica la demanda de LPE, pero en quesos los países más alejados geográfica y culturalmente muestran una mayor elasticidad respecto a los precios de Argentina.

3.5. Conclusiones

En el presente capítulo se presentó un modelo para estudiar la demanda mundial de lácteos argentinos tomando como base los principales países compradores en el período 1999-2013. Con un enfoque teórico micro-fundado en base a la hipótesis de diferenciación de productos por orígenes de Armington, se propuso un modelo en que cada país importador demanda LPE y Quesos argentinos en función del precio relativo (de Argentina *versus* sus competidores) y de otras variables gravitacionales que determinan los parámetros de preferencia de la función de demanda. Específicamente, se asumió que los países compradores tienen una

utilidad de elasticidad de sustitución constante (CES), proponiendo una versión homotética y una extensión no homotética de la misma. Tal modelo es presentado de forma tal que en su versión empírica queda expresada para trabajar con datos de panel, utilizando datos anuales de fácil accesibilidad.

Para estimar las funciones de demanda se utilizan métodos de efectos fijos (EF) y efectos aleatorios (EA). Para la demanda de LPE, el supuesto de efectos aleatorios no puede rechazarse en base a los test de Hausman (tradicional y robusto), mientras que para la demanda de quesos, tal supuesto es rechazado en base al contraste robusto. Para obtener estimadores de las variables t -invariantes mediante EF, se implementa un método denominado de Efectos Fijos Filtrado (EFF) que constituye una generalización del estimador de Descomposición del Vector de Efectos Fijos (DVEF). Al evidenciarse correlación serial de los errores, todos los modelos son ajustados asumiendo un proceso autoregresivo de orden uno en los errores. A partir de los parámetros estimados de las demandas, se computan las diferentes elasticidades asociadas en base a cada ecuación estructural de demanda.

Los resultados de las estimaciones muestran ajustes aceptables para los modelos de demanda propuestos, y en general todas las variables incluidas son estadísticamente significativas, y en particular si se consideran los estimadores de EFF. La excepción se da en la variable correspondiente al gasto total en importaciones para la demanda de quesos, mostrando con ello evidencia a favor de una especificación homotética para dicha demanda. Para la demanda de LPE, el estimador de efectos fijos muestra un coeficiente negativo y significativo para el gasto total, categorizando así a la LPE argentina, como un bien necesario-inferior para la demanda mundial. Por el contrario, para el estimador de efectos aleatorios dicha variable no es significativa, con un coeficiente cercano a cero, rechazando el supuesto de homoteticidad, en coincidencia con la demanda mundial de quesos.

Para la distancia, los coeficientes tienen el signo esperado, es decir que en países más cercanos, la participación de Argentina en los mercados de LPE y quesos importados es mayor. Por otra parte, el hecho de que el importador sea socio del Mercosur tiene un impacto positivo y significativo en la participación de Argentina en el orden de casi el 3 por ciento para la demanda de quesos, siendo mucho menor para la demanda de LPE, el que es sólo significativo en el modelo no homotético de efectos fijos.

El idioma en común muestra un signo contrario al esperado para la demanda mundial de LPE, lo que queda justificado por la distribución que existe entre los distintos países demandantes. Para la demanda de quesos, el idioma en común muestra el signo esperado, i.e. la participación de Argentina en los mercados internacionales es significativamente mayor cuando el país comprador es de habla

hispana.

Del coeficiente del precio relativo se revela que en los mercados de LPE la tasa de sustitución ante cambios en los precios relativos es muy baja, y con ello, la demanda mundial ante cambios en los precios de la LPE argentina es inelástica. Específicamente, la elasticidad-precio propio muestra que para el período considerado, un incremento del 10 por ciento en el precio de la LPE argentina implicó una reducción de aproximadamente 4 por ciento en la cantidad demandada de la misma. Por el contrario, para el mercado internacional de quesos importados existe un elevado grado de sustitución ante cambios en los precios relativos, revelándose una demanda mundial bastante elástica. Con una elasticidad-precio propia superior a 2, los resultados muestran que durante el período 1999-2013, precios de los quesos argentinos superiores en un 10 por ciento significaron en promedio una reducción mayor al 20 por ciento en la cantidad demandada. También para la elasticidad precio-cruzada se observan valores cercanos a 2, levemente inferiores a las elasticidades-precio propias.

Cuando se computan las elasticidades para cada país de destino, se observa cómo en países donde Argentina tiene mayor participación, como ser en los países sudamericanos como Brasil, Chile y Paraguay, la demanda, ante cambios en los precios argentinos de importación, es más sensible para el caso de la LPE y más insensible para los quesos. Por el contrario, en mercados grandes, alejados y con presencia de una mayor oferta de exportadores, como Estados Unidos, México, Canadá, Japón y Rusia, la elasticidad-precio de la demanda de quesos argentinos llega a ser casi igual a 3 en valor absoluto. En cambio, en mercados de LPE donde Argentina tiene baja participación, la demanda es más inelástica pero manteniéndose apenas por debajo del promedio.

Del indicador construido como el cociente entre la participación de mercado de Argentina y el valor absoluto de la elasticidad-precio estimada, se revela un alto desempeño competitivo de Argentina en los países sudamericanos. Para los mercados africanos de LPE, que constituyen importantes compradores de Argentina, se revela un posicionamiento competitivo medio en comparación con otros destinos como Arabia Saudita, Omán, China y el sudeste asiático, donde se revela el menor posicionamiento competitivo. Para los quesos, más allá de los destinos sudamericanos, en el resto de los mercados el indicador propuesto es cercano a cero, lo que es explicado por la baja participación que tiene Argentina en los mismos, más la elevada elasticidad-precio propio de la demanda.

El capítulo termina analizando la asociación entre la elasticidad-precio y las características gravitacionales de los países compradores a fin de generalizar los resultados obtenidos de las elasticidades computadas para cada país importador. De aquí se estima una relación totalmente opuesta entre la LPE y los quesos, par-

tiendo ya del hecho de que para un producto la demanda mundial es inelástica (LPE) mientras que para el otro es elástica (Quesos). Específicamente se encuentra que la elasticidad de la demanda de LPE decrece con el mayor PIB de las economías importadoras, mientras que la demanda de quesos es más elástica en aquellas economías y años donde el PIB es mayor. Para economías más pobladas, más elástica se vuelve la demanda de LPE pero más inelástica la de quesos. A su vez, el mayor desarrollo económico (medido vía PIB per cápita) está asociado a una demanda más elástica de la LPE argentina, lo que puede explicarse por el mayor número de competidores internacionales que puede derivarse del mayor grado de apertura que suelen tener las economías más desarrolladas. Sin embargo, para la elasticidad de la demanda de quesos, el nivel del PIB per cápita muestra no ser relevante.

Capítulo 4

Demanda de Lácteos Argentinos en Sudamérica: Un Enfoque con Sistemas

4.1. Introducción

Los países sudamericanos constituyen una proporción relevante de la demanda de lácteos argentinos. Países como Brasil y Venezuela llegan a representar, en conjunto, más del 50 por ciento de las exportaciones de LPE. También, Brasil más Chile constituyen destinos de los quesos argentinos con una representación del 50 por ciento del total exportado. En otros países sudamericanos, como Paraguay, Argentina concentra casi el 100 por ciento del mercado de importaciones lácteas. Al mismo tiempo, muchos destinos sudamericanos han mostrado en los últimos 15 años, un incremento en su producción láctea, llegando a ser exportadores de los mismos, como es el caso de Brasil. También Chile, que si bien es un importador relevante de lácteos argentinos, ha mostrado un buen desempeño como exportador en los mercados internacionales. Por lo tanto, si bien existen ventajas comerciales dadas por la distancia y determinados acuerdos comerciales (e.g. MERCOSUR) que estimulan las exportaciones argentinas hacia estos vecinos, las mismas deben competir con una producción doméstica creciente, y con los otros exportadores lácteos que también colocan sus productos en tales mercados, como ser Uruguay, Estados Unidos y países de la Unión Europea.

Por lo tanto, el objetivo del presente capítulo es conocer las elasticidades de la demanda de importaciones de los mercados sudamericanos, tomando específicamente el caso de Brasil y Chile, donde hay un vacío total de investigaciones sobre elasticidades de la demanda de importaciones lácteas.

En los capítulos anteriores se presentaron dos formas de estudiar la demanda

de las exportaciones lácteas argentinas mediante enfoques uni-ecuacionales utilizando datos de panel. La gran ventaja de los mismos reside en la posibilidad de obtener modelos parsimoniosos para la estimación de diferentes elasticidades del comercio en países particulares donde Argentina coloca sus productos lácteos; o bien analizar en conjunto la demanda mundial de las exportaciones lácteas argentinas, a partir de los principales mercados internacionales que regularmente demandan tales productos. De tales modelos se pudo estimar el grado de respuesta de los demandantes internacionales ante precios diferenciales; en términos generales para un país comprador específico, y luego con el foco puesto en las exportaciones argentinas demandadas por un conjunto de países importadores representando la demanda mundial. La bondad metodológica de estos modelos simples reside en la posibilidad de incorporar países donde existe escasez de datos de comercio para una periodicidad mensual o trimestral, contando sólo con datos anuales provistos por organismos internacionales. Sin embargo, cuando se cuenta con datos de aduana más detallados, es posible estudiar la demanda de un país en particular respecto a orígenes específicos, y establecer así modelos más flexibles para el estudio de sistemas completos de demanda.

En general los modelos micro-fundados de demanda de importaciones, aunque con diferentes supuestos en torno a las preferencias y al problema de elección específico de los agentes, siguen el enfoque de diferenciación por orígenes de Armington (1969). Mas allá de que el modelo tradicional de Armington, como también sus extensiones propuestas (bajo preferencias CES), configuran un sistema de demanda, la literatura empírica más reciente se ha volcado a enfoques más flexibles, pero aún consistentes con la teoría económica formal. En particular, existen dos enfoques para estimar sistemas de demanda de importaciones que han tenido una importante difusión en los últimos diez años: uno desarrollado a partir la teoría del consumidor, y el otro utilizando la teoría de la producción.

Desde la teoría de la demanda del consumidor, las importaciones son tratadas como productos que entran directamente en la función de utilidad de los consumidores, mientras que con la teoría de la producción las importaciones son tratadas como insumos comprados para ser transformados por empresas del país importador. En el primer caso, la demanda de importaciones se deriva del proceso de maximización de la utilidad de los consumidores del país comprador. En el segundo caso, las demandas son derivadas del proceso de maximización de beneficios o minimización de costos de las empresas que utilizan las importaciones como un insumo del proceso de producción de otro bien más elaborado, por lo que las aplicaciones empíricas se realizan sobre importaciones de bienes que claramente son utilizados como insumo por el país comprador (Washington y Kilmer, 2002; Muhammad, Jones y Hann, 2004; Feleke y Walters, 2005; Muhammad, 2008;

McLaren y Zhao, 2009).

Dado que en los lácteos el comercio internacional se realiza en productos elaborados, por lo que son las industrias de cada país las que salen al mercado mundial a ofrecerlos (Depetris Guiguet et al., 2010), es que a lo largo de la tesis se trabaja con especificaciones de demanda derivados de la teoría del consumidor.

El Sistema Casi Ideal de Demanda (*AIDS*¹) de Deaton y Muellbauer (1980) y sus diferentes variantes, ha cobrado gran importancia en investigaciones aplicadas para estimar tanto demanda doméstica como de importaciones, principalmente por las ventajas que brinda de flexibilidad y consistencia con la teoría económica (Barnett y Serletis, 2008). La especificación AIDS aplicada a demanda de importaciones en su forma estándar (e.g. Balagtas et al., 2006 y Susanto et al., 2008) no brinda información sobre la competitividad entre las naciones exportadoras. Para salvar esto, Yang y Koo (1994) proponen la versión con diferenciación por orígenes utilizándola para la estimación de la demanda japonesa de importaciones de carne. Posteriormente, pueden encontrarse una serie de trabajos que tomaron esta especificación, aplicada a diferentes mercados internacionales de agro-alimentos, como ser Andayani y Tilley (1997), Fabiosa y Ukhova (2000), et al. (2004) y Lee et al. (2008); y en lácteos en particular, Ramirez y Wolf (2008) estudian la demanda mexicana de importaciones considerando las categorías de leche en polvo, quesos y otros lácteos, y tres orígenes: Estados Unidos, Unión Europea y Otros.

En base a este enfoque de sistemas de demanda (casi ideal) por orígenes, en el presente capítulo se estudia la demanda de importaciones lácteas de Brasil y Chile, donde Argentina mantiene un fuerte posicionamiento en dichos mercados. Específicamente, se proponen dos modelos: uno para estudiar la demanda láctea de los dos principales productos (esto es, leche en polvo y quesos) en términos más agregados, y otro sistema que analiza específicamente la demanda de quesos por tipos (i.e. mozzarella, quesos semiduros y quesos duros). Además de considerar las demanda de productos argentinos se contempla la de los principales competidores internacionales, pudiendo así derivar los efectos cruzados a fin de detectar el grado de competencia que existe en los mismos.

El presente capítulo se estructura de la siguiente manera: En la próxima sección se presenta el marco teórico microeconómico sobre el que se obtiene la especificación de un sistema de demanda de importaciones por origen. Luego, en la sección de Metodología se detallan los datos utilizados, la construcción de variables, y los agrupamientos específicos para los sistemas de demanda a estimar para cada país. Seguidamente se presentan los modelos econométricos y la técnica de estimación utilizada. Posteriormente, en la sección de resultados, se presentan en primer lugar, los parámetros estimados de la función de demanda, para lue-

¹ Almost Ideal Demand System.

go analizar las elasticidades-gasto, y las elasticidades-precio propias y cruzadas *marshallianas* y *hicksianas*. Por último, se presentan las conclusiones del capítulo.

4.2. Sistema Casi Ideal de Demanda de Importaciones por Orígenes

El Sistema Casi Ideal de Demanda Diferenciado por Orígenes (conocido usualmente como *SDAIDS* por sus siglas en inglés²) fue formalmente propuesto por Yang y Koo (1994) para el análisis de la demanda de importaciones de carnes en Japón, y está basado en la influyente contribución de Deaton y Muellbauer (1980) sobre la especificación de sistemas de demanda flexibles consistentes con la teoría microeconómica del consumidor.

Para derivar el sistema para un cierto país importador m , se supone en primer lugar que el mismo tiene preferencias PIGLOG (*Price Independent Generalized Logarithmic*) cuya función de gasto viene dada por

$$\ln G_m(\mathbf{p}, U_m) = (1 - U_m) \ln a(\mathbf{p}) + U_m \ln b(\mathbf{p}) \quad (4.1)$$

donde \mathbf{p} representa al vector N_m -dimensional de precios de diferentes bienes importados con distintos orígenes, U_m es un índice de utilidad, y las funciones $a(\cdot)$ y $b(\cdot)$ están definidas de la forma

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \sum_h \alpha_h^i \ln p_h^i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sum_h \sum_k \lambda_{hk}^{ij} \ln p_h^i \ln p_k^j, \quad (4.2)$$

y

$$\ln b(\mathbf{p}) = \ln a(\mathbf{p}) + \beta_0 \prod_i \prod_h (p_h^i)^{\beta_h^i}, \quad (4.3)$$

siendo α_0 , α_h^i , λ_{hk}^{ij} , β_0 y β_h^i determinados parámetros con $i, j = 1, \dots, N$, $h = 1, \dots, H_i$ y $k = 1, \dots, K_j$, denotando con los supra-índices i y j a los bienes importados (i.e. el producto lácteo específico) y con los sub-índices h y k a los orígenes de las importaciones. Con esta notación que diferencia la cantidad de orígenes por cada bien, se busca formalizar la idea de que para dos bienes distintos ($i \neq j$) el modelo contempla la posibilidad de tener diferentes países (o grupo de estos) como origen; H_i orígenes para el bien i y K_j para el bien j . Luego,

²Source Differentiated Almost Ideal Demand System

sustituyendo (4.2) y (4.3) en (4.1), la función de gasto tiene la siguiente expresión

$$\ln G_m(\mathbf{p}, U_m) = \alpha_0 + \sum_i \sum_h \alpha_h^i \ln p_h^i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sum_h \sum_k \lambda_{hk}^{ij} \ln p_h^i \ln p_k^j + \beta_0 U_m \prod_i \prod_h (p_h^i)^{\beta_h^i}. \quad (4.4)$$

Aplicando el Lema de Shephard a través de diferenciar la función (4.4) con respecto al logaritmo del precio del bien i importado desde el país h (i.e. $\ln p_h^i$), se obtienen las ecuaciones de participación de dicho producto en el gasto total en importaciones (ω_h^i), como funciones del vector de precios \mathbf{p} y del nivel de utilidad U_m . Tales ecuaciones están dadas por

$$\omega_h^i = \alpha_h^i + \sum_j \sum_k \gamma_{hk}^{ij} \ln p_k^j + \beta_h^i \beta_0 U_m \prod_i \prod_h (p_h^i)^{\beta_h^i - 1}, \quad (4.5)$$

donde $\omega_h^i = (p_h^i q_h^i / G_m)$ y $\gamma_{hk}^{ij} = (\lambda_{hk}^{ij} + \lambda_{kh}^{ji})/2$. Dado que el gasto total en importaciones que realiza el país importador será igual al valor de la función de gasto al momento en que está maximizando su utilidad ($G_m \equiv G$), es posible remover el índice de utilidad U_m de (4.5). Específicamente, al resolver (4.4) para U_m se obtiene la función indirecta de utilidad $V_m(\mathbf{p}, G)$ la que puede usarse en (4.5) sustituyendo al término U_m , obteniendo así un sistema de ecuaciones de participación correspondientes a las demandas de importaciones *marshallianas*. Esto es,

$$\omega_h^i = \alpha_h^i + \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^{K_j} \gamma_{hk}^{ij} \ln p_k^j + \beta_h^i \ln \left(\frac{G}{P} \right), \quad (4.6)$$

con

$$i = 1, \dots, N,$$

$$h = 1, \dots, H_i$$

y

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_i \sum_h \alpha_h^i \ln p_h^i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sum_h \sum_k \lambda_{hk}^{ij} \ln p_h^i \ln p_k^j. \quad (4.7)$$

Las propiedades de la homogeneidad lineal de la función de gasto, la simetría derivada de las condiciones de segundo orden y la aditividad entre cada una de las ecuaciones de participación, imponen un conjunto de restricciones para que el sistema (4.7) guarde consistencia con los postulados microeconómicos. Tales restricciones de igualdad son:

Aditividad:

$$\sum_i \sum_h \alpha_h^i = 1, \quad \sum_i \sum_h \gamma_{hk}^{ij} = 0, \quad \sum_i \sum_h \beta_h^i = 0; \quad (4.8)$$

Homogeneidad:

$$\sum_j \sum_k \gamma_{hk}^{ij} = 0; \quad (4.9)$$

Simetría:

$$\gamma_{hk}^{ij} = \gamma_{kh}^{ji}. \quad (4.10)$$

Otra restricción que debería satisfacerse, está relacionada con la curvatura de la función de utilidad, y es la denominada condición de negatividad (Barten y Geyskens, 1975). Específicamente, la cuasi-concavidad requerida de la función de utilidad implica que la matriz de Slutsky (**S**) debe ser semi-definida negativa, cuya consecuencia inmediata es que las demandas *hicksianas* (i.e. compensadas) serán decrecientes (más precisamente, no crecientes) en sus propios precios (Holt y Goodwin, 2009). Siguiendo a Holt y Goodwin y a Feleke y Liu (2005) en su versión más empírica, para el caso de sistemas de demanda de importaciones, las condiciones de negatividad serán satisfechas si la siguiente matriz es semi-definida negativa:

$$[\mathbf{S}]_{hk}^{ij} = \gamma_{hk}^{ij} + \beta_h^i \beta_k^j \ln(G/P) - \delta_{hk}^{ij} \omega_h^i + \omega_h^i \omega_k^j \quad (4.11)$$

donde $[\mathbf{S}]_{hk}^{ij}$ es el elemento de la fila ih y columna jk de la matriz **S**, y δ_{hk}^{ij} es el delta de Kronecker entre el bien i de origen h y el j de origen k .

Para un determinado bien importado i exportado por el país h , la elasticidad-gasto (i.e. el cambio porcentual en la cantidad demandada del bien i con origen j como resultado de un cambio del uno por ciento en el gasto total de importaciones lácteas), se obtiene a partir de (4.6). En particular notando que $\partial \omega_h^i / \partial \ln G = \beta_h^i$, y por ende, $\partial \ln \omega_h^i / \partial \ln G = \beta_h^i / \omega_h^i$, luego como el diferencial $d \ln \omega_h^i$ puede descomponerse como la suma $d \ln p_h^i + d \ln q_h^i - d \ln G$, se obtiene que

$$\eta_{i,h}^G \equiv \frac{\partial \ln q_h^i}{\partial \ln G} = 1 + \frac{\beta_h^i}{\omega_h^i} \quad (4.12)$$

También las elasticidades-precio pueden derivarse de la ecuación de participación. En particular, la elasticidad-precio no compensada o *marshalliana* para cualquier sistema de demanda es igual a menos el delta de Kronecker (δ_{ij}) más la derivada parcial del logaritmo de la participación en el gasto respecto al logaritmo del precio en cuestión (Holt y Goodwin, 2009). Para este caso del sistema diferenciado por orígenes, la elasticidad *marshalliana* del bien i con origen h respecto al precio del bien j con origen k estará dada por $-\delta_{hk}^{ij} + \partial \ln \omega_h^i / \partial \ln p_k^j$, donde

$\delta_{hk}^{ij} = 1$ si $i = j$ y $h = k$, y $\delta_{hk}^{ij} = 0$ si $i \neq j$ y/o $h \neq k$. Luego de (4.6) y (4.7), se tiene la siguiente elasticidad-precio no compensada

$$\eta_{hk_{NC}}^{ij} = \delta_{hk}^{ij} + \frac{\gamma_{hk}^{ij}}{\omega_h^i} - \frac{\beta_h^i}{\omega_h^i} \left(\alpha_k^j + \sum_x \sum_y \lambda_{yk}^{xj} \ln p_y^x \right), \quad (4.13)$$

donde γ_{hk}^{ij} es el coeficiente correspondiente al precio, β_h^i es el correspondiente al gasto, y la expresión entre paréntesis de tercer término, surge de la derivada $\partial \ln P / \partial \ln p_j^k$ calculada a partir de (4.7). Usando la ecuación de participación tal expresión es aproximadamente igual a $(\omega_k^j - \beta_k^j \ln(G/P))$ usualmente utilizada en la práctica empírica. Por lo tanto, de (4.13) pueden conocerse las elasticidades-precio propias y cruzadas *marshalliana*, interpretadas como el cambio porcentual en la cantidad demandada del bien i importado desde h , ante un cambio del uno por ciento en el precio, manteniendo constante el gasto nominal de importaciones del conjunto total de productos (lácteos) considerados.

De la ecuación de Slutsky se obtiene la elasticidad-precio compensada o *hicksiana*, de la forma:

$$\eta_{hk_C}^{ij} = \eta_{hk_{NC}}^{ij} + \omega_k^j \eta_{i,h}^G. \quad (4.14)$$

La elasticidad-precio *hicksiana* $\eta_{hk_C}^{ij}$ mide el cambio porcentual en la cantidad demanda del bien i importado desde h ante un cambio del uno por ciento del precio del bien j importado desde k , manteniéndose constante el gasto real de las importaciones totales consideradas dentro del sistema.

Dado que las ecuaciones (4.6) y (4.7) especifican un sistema no lineal de demanda, en este trabajo se sigue el enfoque de Deaton y Muellbauer (1980) quienes proponen reemplazar el índice no lineal de precios de (4.7) por una aproximación lineal del mismo, de forma tal que se obtiene un sistema lineal de ecuaciones de participación en el gasto (*LA-AIDS*). En particular, el índice de precios sugerido por Deaton y Muellbauer es el índice de Stone, ya adoptado en los capítulos anteriores para los modelos uni-ecuacionales de demanda. De esta manera, el índice de precios de (4.7) es reemplazado por

$$\ln \tilde{P} = \sum_j \sum_k \omega_k^j \ln p_k^j. \quad (4.15)$$

Con esto se obtiene un sistema más parsimonioso para la aplicación empírica, y es el usualmente adoptado en la literatura de estimación de sistemas de demanda de importaciones (Seale et al., 2003; Gil et al., 2004; Feleke y Liu, 2005; Ben Kaabia y Gil et al., 2007; Wan et al., 2010; Nzaku et al., 2012; Lee et al., 2014, entre otros). Al adoptar la forma lineal del sistema de demanda, las elasticidades-precio (4.13) y (4.14) se reducen a las siguientes fórmulas:

- Elasticidades-precio no compensadas (*marshallianas*):

$$\eta_{hkNC}^{ij} = \delta_{hk}^{ij} + \frac{\gamma_{hk}^{ij}}{\omega_h^i} - \beta_h^i \frac{\omega_k^j}{\omega_h^i} \quad (4.16)$$

- Elasticidades-precio compensadas (*hicksianas*):

$$\eta_{hkC}^{ij} = \delta_{hk}^{ij} + \gamma_{hk}^{ij} + \omega_k^j \quad (4.17)$$

4.3. Metodología

4.3.1. Datos y Variables

Para la estimación de los sistemas de demanda de importaciones se usan datos de aduana obtenidos de una base internacional privada (Penta-Transaction, 2014) que recolecta información detallada sobre el comercio, principalmente en países sudamericanos. En general, para cada transacción (exportación o importación) se conoce el nomenclador de la partida, la fecha, el país de origen y destino, la aduana de salida-llegada, la cantidad comerciada, el valor F.O.B para las exportaciones y el valor C.I.F para las importaciones. Dependiendo del país específico, también se suele reportar información sobre los exportadores o importadores, tipo de envase, costos de seguro o flete, entre otros.

Tomando esta fuente de aduana, se construyen bases de datos mensuales para el período 2002-2014, de las importaciones lácteas de Brasil y Chile por origen. Por la importancia de la leche en polvo y de los quesos en el total lácteo comercializado, es que se consideran tales productos. Dado que el interés central es conocer la demanda de lácteos argentinos contemplando también la competencia de otros países exportadores, en función de la participación de mercado y de la periodicidad-regularidad en el comercio es que se selecciona o un país específico (como el caso de Uruguay para Brasil), un bloque (como en el caso de los exportadores de quesos en Chile), o bien se agrupa a los competidores en la categoría de “otros”. Para las commodities lácteas seleccionadas, Argentina suele mantener una participación predominante en tales mercados, reportándose compras positivas en la mayoría de los meses relevados.

Se consideran dos sistemas para cada país. En primer lugar, se modelan conjuntamente las importaciones de leche en polvo y quesos totales por orígenes específicos. En segundo lugar se especifica un sistema exclusivo para quesos, diferenciando por tipos. Estos son, considerando su relevancia en las compras totales, la mozzarella, los quesos de pasta semidura y los de pasta dura. Con esto se busca captar las diferentes elasticidades por tipos de quesos, al ser productos diferen-

ciados con precios distintos, pudiendo conocerse con esta desagregación la posible complementariedad o sustituibilidad de comercio que existe entre los mismos.

Específicamente para Brasil, el modelo para lácteos totales comprende la leche en polvo entera (*LPE*), la leche en polvo descremada (*LPD*) y los quesos totales (*Q*). Para la *LPE* y la *LPD* se consideran como orígenes sólo Argentina (*a*) y Uruguay (*u*) dado que entre ambos captan en promedio más del 90 por ciento del mercado de leche en polvo importada por Brasil. Para los quesos, además de Argentina y Uruguay, se agrupa al resto en “otros” (*o*), entre los que se encuentran mayoritariamente países europeos, aunque ninguno mantiene una participación demasiado relevante y continua en el tiempo para ser considerado aisladamente. Para el modelo de importaciones por tipos de quesos, se consideran los tres orígenes ($h = a, u, o$) para quesos duros (*Duro*) y agregando la mozzarella y los quesos de pasta semidura (*MSemi*) en una sola categoría. El motivo de tal agregación reside en la cantidad de ceros (i.e. compras nulas) principalmente para la mozzarella, y en particular, la importada desde Uruguay y de los otros países excluyendo a Argentina. Dado que entre los precios internacionales de la mozzarella y los quesos semiduros no existen diferencias tan sustanciales como con los quesos duros, es que se toman conjuntamente a los fines de no tener que imputar demasiados *missing values* en los precios correspondientes a compras nulas, puesto que los errores de predicción pueden sesgar de forma relevante los estimadores de los parámetros del sistema de demanda.

Por otra parte, para Chile, en el modelo de lácteos totales se tiene en cuenta, por un lado a la leche en polvo entera y descremada de forma conjunta (*LP*), y por otro, a los quesos totales (*Q*). El motivo de juntar la *LPE* y la *LPD* responde nuevamente al problema de registros nulos (en uno o en el otro commodity) en un cantidad importante de meses (39 meses para la *LPE* y 35 para la *LPD*). Así mismo para la leche en polvo se incluyen dos orígenes: Argentina (*a*) y el resto de los competidores (*o*). En este caso no se incorpora a Uruguay separadamente debido a que sus ventas son más esporádicas, principalmente a partir de 2008. Para los quesos totales (*Q*) los orígenes considerados son: Argentina, los países de la Unión Europea en conjunto (*UE*), Norteamérica (*NA*) con la participación mayoritaria de Estados Unidos, y el resto de los países en “otros”. Para el modelo con tipos de quesos, se toma a la mozzarella (*Mozza*) por un lado, y a los quesos semiduros (*Semi*) por otro de forma separada, además de los quesos duros (*Duro*). Sin embargo en este caso se toman sólo Argentina *versus* el resto de los competidores (*o*) con el fin de obtener un modelo más parsimonioso para la interpretación económica.

La variable respuesta de los sistemas de demanda viene dada por la participación en el gasto total, que es computada como el cociente entre el gasto realizado

en el bien específico de un origen y el gasto total en las importaciones lácteas consideradas en el sistema, i.e. $\omega_h^i = G_h^i/G$ donde G_h^i es el valor C.I.F. de las compras del bien i que el país m realiza al país h (con m =Brasil, Chile) y $G = \sum_i \sum_h G_h^i$, lo que hace completo al sistema de demanda. Los precios de demanda de importaciones son los precios C.I.F computados como el cociente entre el valor y las cantidades (kilogramos netos) importadas, i.e. $p_h^i = G_h^i/q_h^i$.

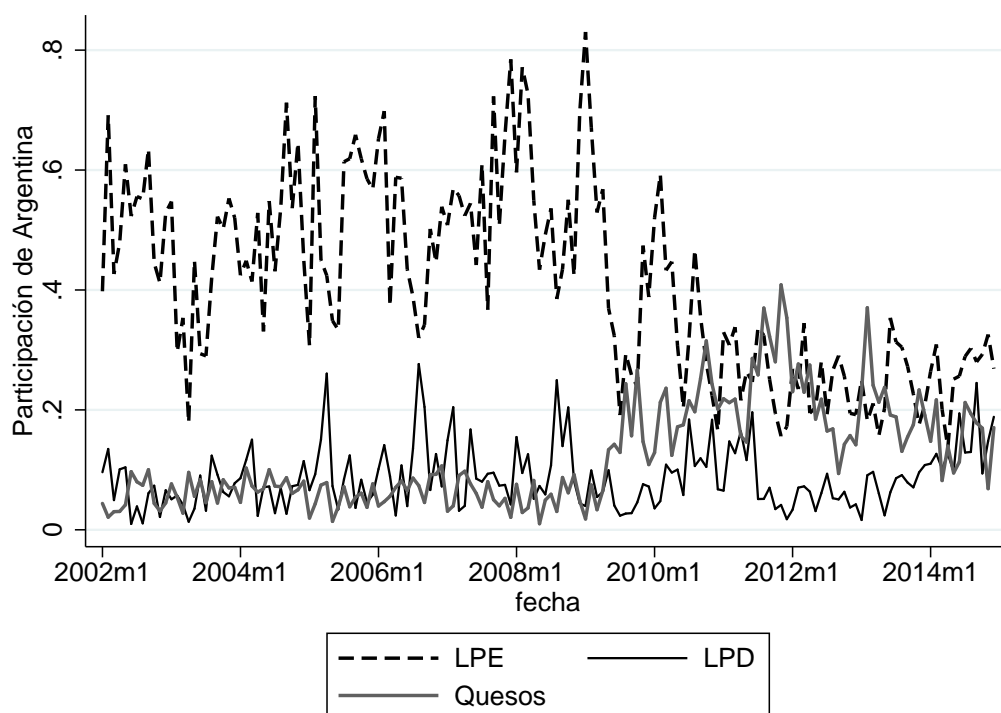
En la tabla 4.1 se presenta un resumen estadístico de la participación y de los precios para cada importador. La misma permite visualizar de manera más clara los bienes y destinos que se toman para cada uno de los cuatro sistemas considerados para ambos países. De las participaciones medias, se puede observar el posicionamiento predominante de Argentina en tales mercados.

Tabla 4.1: Resumen Estadístico de la Participación de Mercado y de los Precios. Período 2002-2014

Importador (m)	Bien (i)	Origen (h)	ω_h^i		p_h^i	
			Media	DE	Media	DE
Brasil	LPE	Argentina	0.412	0.163	3.074	1.083
	LPE	Uruguay	0.157	0.122	2.852	1.068
	LPD	Argentina	0.087	0.052	3.082	1.009
	LPD	Uruguay	0.080	0.082	2.990	1.150
	Quesos	Argentina	0.122	0.086	3.976	1.187
	Quesos	Uruguay	0.072	0.044	4.031	1.469
	Quesos	Otros	0.071	0.043	6.423	2.327
	Mozza & Semi	Argentina	0.308	0.217	3.314	1.027
	Mozza & Semi	Uruguay	0.244	0.130	3.946	1.613
	Mozza & Semi	Otros	0.134	0.106	6.023	2.575
	Quesos & Duros	Argentina	0.194	0.112	5.211	1.905
	Quesos & Duros	Uruguay	0.072	0.079	5.890	2.053
	Quesos & Duros	Otros	0.048	0.047	7.745	3.685
	LP	Argentina	0.190	0.182	3.370	3.672
	LP	Otros	0.281	0.149	2.400	0.847
	Quesos	Argentina	0.291	0.146	3.588	1.224
Chile	Quesos	UE	0.043	0.041	10.019	3.861
	Quesos	NA	0.042	0.047	5.755	8.735
	Quesos	Otros	0.153	0.128	3.600	1.078
	Mozzarella	Argentina	0.216	0.135	3.572	1.162
	Mozzarella	Otros	0.093	0.087	4.639	4.883
	Q Semiduros	Argentina	0.313	0.180	3.363	1.113
	Q Semiduros	Otros	0.187	0.186	4.146	2.044
	Quesos Duros	Argentina	0.075	0.071	4.873	1.773
	Quesos Duros	Otros	0.116	0.104	6.986	2.631

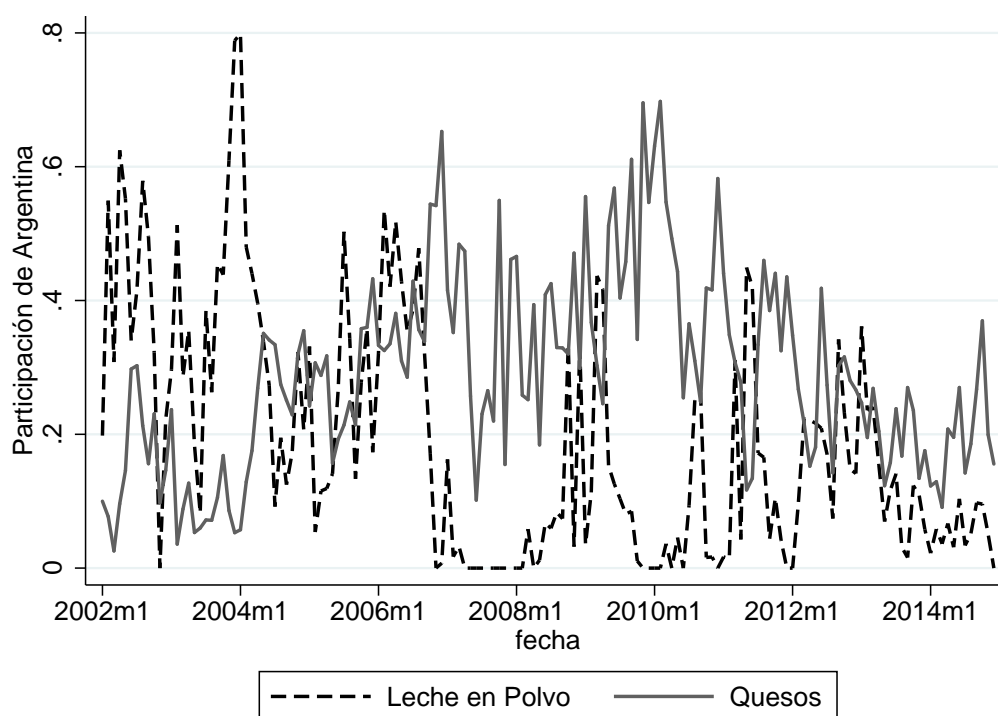
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Aduana (Penta-Transaction, 2014).

Figura 4.1: Participación de Argentina en las Importaciones Lácteas de Brasil (ω_a^i)



En Brasil, la LPE argentina representó en promedio más del 40 por ciento de las importaciones lácteas, existiendo meses en las que las mismas llegaron a ser el 80 por ciento del total, como se observa en la figura 4.1. En la misma figura se ve al mismo tiempo la evolución decreciente de la LPE, principalmente a partir de 2008, mientras que los quesos argentinos, por el contrario, muestran una creciente participación en la compras brasileras totales, que si bien en todo el período tienen una participación del 12.2 por ciento, a partir de 2011 llegaron a registrarse meses en los que los mismos superan al 40 por ciento del total (figura 4.1). Al comparar los precios, se observan precios medios de la leche en polvo superiores en Argentina respecto a Uruguay, ocurriendo totalmente lo contrario con los quesos, existiendo mayor brecha con los otros países exportadores. Esta diferencia en los precios de los quesos se hace más evidente cuando se desagrega por tipos. Para el período considerado, el precio medio por kilogramo de la mozzarella y de los quesos semiduros de Argentina apenas supera a los 3 dólares, mientras que el de Uruguay alcanza casi los 4 dólares, y el del resto casi duplica al precio de argentina con más de 6 dólares el kilogramo. En los quesos duros, sigue existiendo esa diferencia ordinal, aunque la brecha es proporcionalmente menor. Dada la mayor variedad de quesos que se espera encontrar en el conjunto de mozzarella y semiduros, es de esperar mayores diferencias de precios.

Figura 4.2: Participación de Argentina en las Importaciones Lácteas de Chile (ω_a^i)



Por otro lado, en Chile los quesos argentinos son lo que tuvieron en promedio la mayor participación (aproximadamente el 30 por ciento mensual en promedio), con meses en los que superaron al 50 y 60 por ciento del total. Como se puede apreciar en la figura 4.2, hasta 2004 predominaba la leche en polvo argentina en el total importado por Chile; entre 2004 y 2006, la participación de los quesos y de la LP llegan a igualarse, y a partir de 2006 los quesos superan a la LP. En particular, en 2007 cuando Chile toma como medida de salvaguardia una sobre-tasa arancelaria *ad-valorem* de 23 por ciento a la importación originaria de Argentina exclusivamente, afectan principalmente a la leche en polvo como puede observarse en la figura 4.2. Si bien la medida de salvaguardia chilena se deja sin efecto a fines de 2007, se observa cómo a partir de tal suceso la LP pierde la relevancia revelada en períodos anteriores. A pesar de que los quesos ganan participación en las importaciones lácteas totales, se observa también una tendencia decreciente de su participación a partir de 2010. Respecto a los otros exportadores de LP, Argentina tiene precios superiores con una variabilidad en los mismos significativamente mayor. Por el contrario, los quesos argentinos son los de menor precio medio. El mayor precio norteamericano puede deberse a la importancia de los quesos duros en el total, mientras que los europeos revelan el mayor valor agregado de los mismos. Por tipos de quesos, exceptuando quesos duros, se observa la importancia de Argentina en las importaciones chilenas tanto

en mozzarella como en quesos semiduros, con precio medios menores que los de sus competidores.

De este análisis resumido de los datos y del comportamiento revelado en el período por las participaciones de mercado (parcialmente mostradas en las figuras 4.1 y 4.2) se captan al menos dos cuestiones que deben tenerse presente para la estimación de los sistemas de demanda. Por un lado, que existe una componente de tendencia y estacional en los datos; y por otro lado, que determinadas políticas arancelarias como la de Chile en 2007 también debe incluirse al menos como shock del intercepto del modelo. En la próxima sección se explica de forma más detalla la inclusión de tales cuestiones al modelo, como así también aspectos metodológicos adicionales.

4.3.2. Modelos Econométricos y Estimación

Para $t = \text{Ene} - 2002, \dots, \text{Dic} - 2014$ ($T = 156$) y para cada país importador ($m = \text{Chile, Brasil}$), la versión empírica o econométrica del sistema de demanda (4.6) puede escribirse de la forma

$$\omega_{h,t}^i = \alpha_h^i + \sum_{j \in N} \sum_{k \in K_j} \gamma_{hk}^{ij} \ln p_{k,t}^j + \beta_h^i \ln \left(\frac{G_t}{\bar{P}_t} \right) + \varepsilon_{h,t}^i, \quad (4.18)$$

con $i \in N$ y $h \in K_i$, siendo $\varepsilon_{h,t}^i$ un término de perturbación aleatoria. Para el caso de la demanda total de lácteos de Brasil se tiene que $N = \{LPE, LPD, Q\}$, $K_{LPE} = \{a, u\}$, $K_{LPD} = \{a, u\}$ y $K_Q = \{a, u, o\}$ representando con a a Argentina, u a Uruguay y con o al resto de los exportadores. En el sistema de Brasil que contempla sólo quesos, $N = \{MSemi, Duro\}$, siendo $MSemi$ el conjunto formado por mozzarella y quesos semiduros, y $Duro$ el conjunto de quesos duros, y $K_j = \{a, u, o\}$ con $j = MSemi, Duro$. Por otro lado, para la demanda total de lácteos de Chile $N = \{LP, Q\}$ con $K_{LP} = \{a, o\}$ y $K_Q = \{a, UE, NA, o\}$, representado por EU a los países de la Unión Europea, y con NA a Estados Unidos y Canadá. Para el sistema específico de quesos en Chile se tiene $N = \{Mozza, Semi, Duro\}$ y $K_j = \{a, o\}$ con $j = Mozza, Semi, Duro$.

Dada la potencial interdependencia de las ecuaciones del sistema (4.16), es que en general se supone la existencia de correlación contemporánea entre las mismas (i.e. $\text{Corr}(\varepsilon_{h,t}^i, \varepsilon_{k,t}^j) \neq 0$), por ello el método usual para la estimación de sistemas de demanda es el de *Regresiones Aparentemente No Relacionadas* o regresión SUR³ de Zellner (1962) vía Máxima Verosimilitud (MV) o Mínimos Cuadrados Generalizados Factible (MCGF) usando un estimador de la matriz de correlación contemporánea entre ecuaciones. Tal método en sistemas como

³SUR: Seemingly Unrelated Equations.

(4.16) es el que se encuentra en las investigaciones más tempranas de demanda de importaciones (e.g. Seale Jr. et al., 1992; Yang y Koo, 1994, Satyanarayana et al., 1999) utilizando datos anuales e imponiendo restricciones adicionales (como la de “sustituibilidad-bloque”) por cuestiones de grados de libertad del modelo, a pesar de tomar una extensión considerable del tiempo.

Sin embargo, al utilizar series temporales existen potenciales shocks exógenos relacionados con las preferencias o los precios, que impactan en la relaciones de demanda de forma temporaria o permanente (Holt y Goodwin, 2009). Para el caso de la demanda de importaciones, la existencia de acuerdos, barreras y demás políticas comerciales llevadas a cabo por los países socios, como también las variaciones de los precios internacionales de alimentos por shocks en la demanda global, marcan tendencias y/o quiebres estructurales que deben ser captados por la demanda estimada. Adicionalmente, al trabajar con periodicidad trimestral, cuatrimestral o mensual, como en el presente caso, es probable que exista una componente estacional del comercio que provoca desplazamientos en la función de demanda. La forma usual de introducir tales variables es por medio de cambios en el intercepto (e.g. Seale Jr. et al, 2003, Feleke y Liu, 2005, Nahuelhual, 2005; Wan et al., 2010) que en el caso de introducir tendencia y variables de estacionalidad, se tendría una descomposición del intercepto de la forma $\alpha_{h,t}^i = \alpha_{h,0}^i + \zeta_h^i t_A + \sum_{\tau} \epsilon_{h,\tau}^i T_{\tau}$, siendo T_{τ} las variables *dummies* que reflejan el comportamiento estacional (mensual, trimestral o cuatrimestral) de las importaciones, y t_A la tendencia anual. De esta manera, incluyendo tendencia y estacionalidad, (4.18) puede escribirse de la forma:

$$\omega_{h,t}^i = \alpha_{h,0}^i + \sum_{j \in N} \sum_{k \in K_j} \gamma_{hk}^{ij} \ln p_{k,t}^j + \beta_h^i \ln \left(\frac{G_t}{\bar{P}_t} \right) + \zeta_{h,t}^i t_A + \sum_{\tau} \epsilon_{h,\tau}^i T_{\tau} + \varepsilon_{h,t}^i. \quad (4.19)$$

Para este modelo se tienen las siguientes restricciones de aditividad:

$$\sum_i \sum_h \alpha_{h,0}^i = 1, \sum_i \sum_h \zeta_h^i = 0, \sum_i \sum_h \epsilon_{h,\tau}^i = 0, \sum_i \sum_h \gamma_{hk}^{ij} = 0, \sum_i \sum_h \beta_h^i,$$

las que son impuesta para la estimación de (4.19) además de la homogeneidad y simetría, dadas por (4.9) y (4.10) respectivamente.

Asumiendo que los conjuntos de bienes N y destinos K_j terminan definiendo n ecuaciones en el sistema (4.19), luego por la restricción de aditividad, una ecuación debe omitirse de la estimación debido a que la matriz de covarianza $n \times n$ no es de rango completo, recuperándose luego los coeficientes de la ecuación omitida a partir de las restricciones de aditividad, homogeneidad y simetría (Barten, 1969).

Para analizar el comportamiento estacional de las participaciones $\omega_{i,t}^h$, se ana-

liza la media de cada mes calculada sobre todos los años. Para el caso de Brasil se observa un comportamiento estacional por trimestres, principalmente en los productos con mayor participación (esto es, LPE en el modelo de lácteos totales, y mozzarella y quesos semiduros para el modelo con tipos de quesos), revelándose un comportamiento estacional contrapuesto entre Argentina y Uruguay. Específicamente, las variables estacionales quedan definidas por las siguientes *dummies*: T_1 (tomada como base) para el trimestre de Diciembre-Febrero, T_2 para Marzo-Mayo, T_3 para Junio-Agosto y T_4 para Setiembre-Noviembre.

Para Chile se detectan dos comportamientos estacionales distintos según se analicen las series para el sistema con $LP + Q$, o para los tipos específicos de quesos. Para el modelo más general, se tiene un comportamiento estacional para los siguientes trimestres: T_1 (tomado como base) para Febrero-Abril, T_2 para Mayo-Julio, T_3 para Agosto-Octubre, y T_4 para Noviembre-Enero. Para las series de importaciones por tipos de quesos, se observa un comportamiento estacional cuatrimestral. En particular: C_1 (base) para el cuatrimestre de Abril-Julio, C_2 para Agosto-Noviembre y C_3 para Diciembre-Febrero.

Además de las variables estacionales y una de tendencia anual, para el caso de Chile se incorpora una variable indicadora del año 2007 de la medida de salvaguardia impuesta a fines de 2006 por medio de una sobre-tasa arancelaria *ad valorem* de 23 % a la importación originaria de Argentina de leche en polvo y queso gouda. Específicamente, la medida se establece para las importaciones originarias de Argentina, pues al considerárselo como el principal origen de las importaciones, a la vez que estaban aumentando. En consecuencia, se excluyó de la aplicación de ésta, a los otros orígenes de las importaciones, en virtud de que no fueron considerados “los causantes del daño” sobre la producción local⁴.

Si bien se evitó el problema de los “ceros” en el comercio eligiendo los países exportadores que tienen una participación regular en las importaciones lácteas, o bien agrupando exportadores (“otros”) y partidas lácteas, existen algunos meses en los que las compras a un cierto origen son nulas. A pesar de que la proporción de ceros es ínfima para casi todas las series (en general no llegando al 5 % de los datos), al no poder contar con un precio implícito (C.I.F), deben imputarse los mismos, en orden de considerar también la compra nula como solución de esquina del importador. Para ello se utilizan predicciones que surgen de una regresión lineal del logaritmo del precio a imputar sobre otras variables (tendencia, precios, cantidades y gasto total) que están completos para toda la muestra, procurando obtener un buen ajuste y predicción (Hein et al., 1990). De esta manera, el

⁴http://www.odepa.cl/noticia_institucion/salvaguardia

logaritmo de los precios de las importaciones del bien i desde el país h será:

$$\ln p_{h,t}^i = \begin{cases} \ln \left(\frac{G_{h,t}^i}{q_{h,t}^i} \right) & \text{si } G_{h,t}^i, q_{h,t}^i \neq 0 \\ \mathbf{x}_t^T \hat{\mu}_h^i & \text{en caso contrario,} \end{cases} \quad (4.20)$$

donde \mathbf{x}_t es el vector de co-variables seleccionadas en cada caso para predecir el logaritmo del precio, y $\hat{\mu}_h^i$ es el parámetro estimado vía MCO de la regresión $E(\ln p_{h,t}^i) = \mathbf{x}_t^T \mu_h^i$. Para el caso de Chile en 2007, luego de la medida de salvaguardia, la participación de Argentina en las importaciones de leche en polvo pasan a ser nulas. Aquí en vez de imputar los precios siguiendo el criterio de (4.20) se decide aplicar la sobre-tasa del 23 % a un precio de referencia estimado a partir de los precios de los competidores para tal año más un término de error computado a partir de la brecha histórica media (del período 2002-2006) entre los precios de Argentina y el de los competidores. Esto se realiza a fin de reflejar el impacto sobre la demanda de unos precios incrementados por políticas arancelarias.

Dado que el nivel de precios \tilde{P}_t del índice de Stone incluye en su cómputo a la participación de mercado $\omega_{h,t}^i$, la que al mismo tiempo constituye la variable respuesta en (4.18), existe riesgo de endogeneidad por simultaneidad, por lo que suele utilizarse alguna corrección del índice de Stone. Dos opciones muy adoptadas son, en primer lugar aquella que toma la participación media del exportador h en todo el período ($\bar{\omega}_h^i$) como sugiere Moschini (1995) o bien la que utiliza las participaciones rezagadas (Eales y Unnevehr, 1988). Aquí se adopta este último enfoque para captar el rol de los cambios en las participaciones de mercado sobre el índice de precios de los lácteos importados. Por lo tanto, en (4.17) el índice de precios utilizado viene dado por

$$\ln \tilde{P}_t = \begin{cases} \sum_j \sum_k \omega_{k,1}^j \ln p_{k,1}^j & \text{si } t = 1 \\ \sum_j \sum_k \omega_{k,t-1}^j \ln p_{k,t}^j & \text{si } t > 1, \end{cases} \quad (4.21)$$

Por otra parte, al trabajar con series temporales resulta conveniente modelar la potencial correlación serial del error de los modelos, adicionalmente a la correlación contemporánea entre ecuaciones del sistema. La existencia de correlación serial en general es confirmada por las investigaciones empíricas de demanda que utilizan series de tiempo (e.g. Washington y Kilmer, 2002; Seale Jr. et al., 2003; Gohin y Féménia, 2009; entre otros). Es decir que si ε_t es un vector $(n-1)$ -ésimo de los términos de error del sistema (4.19) de n ecuaciones ⁵, luego se asume que

⁵Por singularidad del sistema, una ecuación debe omitirse, por lo que la dimensión del vector de los errores es $n-1$.

tal término de error sigue un proceso autoregresivo de primer orden, i.e. AR(1), de forma tal que

$$\varepsilon_t = \mathbf{R}\varepsilon_{t-1} + e_t \quad (4.22)$$

donde \mathbf{R} es una matriz de autocorrelación de orden $(n-1) \times (n-1)$ y e_t es un vector de dimensión $(n-1) \times 1$ con $E(e_t) = 0$, $E(e_t e_t^T) = \Omega$ y $E(e_t e_s^T) = 0$ para todo $t \neq s$. De esta manera se está considerando tanto la correlación contemporánea entre ecuaciones (vía Ω) como la correlación serial para cada ecuación (vía \mathbf{R}). Luego, siguiendo a Holt (1998), la estructura (2.22) daría un sistema de la forma

$$\omega_t = \psi(\mathbf{X}_t, \theta) + \mathbf{R}[\omega_{t-1} - \psi(\mathbf{X}_{t-1}, \theta)] + e_t \quad (4.23)$$

donde ω_t es el vector de las participaciones $\omega_{h,t}^t$ de dimensión $(n-1)$, \mathbf{x}_t es la matriz variables (precios, gasto, tendencia y variables estacionales), θ es la matriz de los parámetros del sistema de demanda, i.e. $(\alpha_{h,0}^i, \gamma_{hk}^{ij}, \beta_h^i, \zeta_h^i, \epsilon_{h,\tau}^i)$, y $\psi(\cdot)$ es la función de demanda correspondiente al sistema *AIDS* como en (4.19). De (4.23) se observa que la parametrización \mathbf{R} debe cumplir con la restricción de aditividad del sistema. Existen varias maneras de parametrizar \mathbf{R} (e.g. Holt, 1998). En la presente tesis se adopta una especificación simple, dada por un solo parámetro de auto-correlación, siguiendo la propuesta de Berndt y Savin (1975). Para la estimación del sistema con el método de Berndt y Savin, se utiliza el paquete ‘**erer**’ para el software R, desarrollado por Changyou Sun (2015).

Por último cabe aclarar, que en el contexto de estudio de sistema con series temporales, se ha difundido el uso de sistemas dinámicos de demanda utilizando especificaciones tipo *AIDS*. Algunos modelos proponen especificaciones dinámicas, simplemente tomando diferencias con diferentes órdenes estacionales (e.g. Seale Jr. et al., 2003, Muhammad et al. 2004; 2007; Harri et al. 2010), o usando como predictora la suma de los rezagos de la participación del gasto tal como en Feleke y Liu (2005). Una vasta literatura empírica (e.g. Ben Kaabia y Gil, 2007; Nzaku and Huston, 2009, Wan et al., 2010; Nzaku et al., 2012, entre otros) muestra que en general las variables involucradas en el sistema, son de raíz unitaria, encontrando con ello relaciones de cointegración, estimando luego el sistema usando modelos de corrección de errores (ECM). Sin embargo, como bien argumentan Holt y Goodwin (2010), este enfoque dinámico tiene una importante limitación debido a que la variable respuesta (i.e. la participación en el gasto total), por definición, está acotada en el $[0, 1]$, lo que es inconsistente con el comportamiento de raíz unitaria y, por lo tanto, con el uso de la primera diferencia de la variable. Incluso, para el caso empírico aquí tratado, se pudo corroborar mediante la aplicación de contrastes de raíces unitarias (específicamente, Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron) que las participaciones son estacionarias. A su vez,

los precios pueden hacerse estacionarios imponiendo homogeneidad por medio de su expresión en términos de precios relativos (Gil et al., 2004). Por lo tanto, en la presente tesis se decide trabajar con sistemas estáticos, acotando con ello los resultados a la obtención elasticidades de largo plazo, tal como se trabajó en los capítulos precedentes.

4.4. Resultados

Las estimaciones de los parámetros de las demandas de importaciones y de las elasticidades se presentan de forma separada para Brasil y Chile, para luego comparar y discutir los resultados en la próxima sección. En cada caso se analizan los coeficientes de los sistemas y sus propiedades estadísticas, contrastando las restricciones impuestas por la teoría económica. Luego se presentan las elasticidades gasto y precio, compensadas y no compensadas. Para los coeficientes de precios y gasto la interpretación económica de los mismos no resulta del todo clara en la estructura de los modelos de demanda tipo *AIDS* (Feleke y Liu, 2005: 24), por lo que suele dejarse tal interpretación al momento de evaluar las elasticidades derivadas de los mismos. Sin embargo, algunas cuestiones pueden decirse sobre la asociación de las mismas con las participaciones en el gasto de importaciones, aunque se hará hincapié en el análisis económico de las elasticidades estimadas.

4.4.1. Demanda Brasileña de Lácteos

Resultados de las Estimaciones

Los coeficientes de la demanda brasileña de importaciones lácteas según país de origen se presentan en la Tabla 4.2, de la cual fue excluida la ecuación de quesos para el resto de los exportadores (i.e. la correspondiente a ω_o^Q) por motivos de singularidad del sistema; sin embargo con las restricciones de homogeneidad, aditividad y simetría, tales coeficientes son fácilmente recuperables.

En primer lugar, para el caso de las variables estacionales, como fue aclarado en la sección metodológica, en este caso se toman cuatro trimestres: Diciembre-Febrero (T_1 , tomada como base), Marzo-Mayo (T_2), Junio-Agosto (T_3) y Setiembre -Noviembre (T_4). Estas variables de estacionalidad muestran ser estadísticamente significativas sólo para el caso de la LPE de Argentina, mostrando una menor participación en el mercado brasileño en todos los trimestres al comparar con el correspondiente a los meses de Diciembre-Febrero. Esta reducción de la participación argentina parece compensarse con una mayor participación uruguaya, donde la estacionalidad es significativa sólo en T_2 , pero con coeficientes contrarios a los de Argentina en todos los trimestres. Para el resto de los productos lácteos

(LPD y Quesos) no se observa un comportamiento estacional relevante en las cuotas del mercado.

La variable de tendencia muestra que la participación de la LPE en el gasto de importaciones lácteas ha sido decreciente para ambos orígenes, a favor de los quesos principalmente de origen argentino. Tales cambios responden más a un incremento en las cantidades importadas de quesos que a una reducción de la LPE, que con algunos altibajos, muestra una tendencia relativamente estable en el período bajo análisis. También para la LPD, si bien leve, la participación en el gasto total de importaciones lácteas ha sido creciente.

En relación a los parámetros β_h^i correspondientes al gasto total real en importaciones lácteas (i.e. $\ln(G/P)$), se observa que las variaciones del mismo impactan significativamente en las participaciones de la leche en polvo a un nivel del 1 por ciento, negativamente para la LPE pero de forma positiva para la LPD, tanto de Argentina como de Uruguay. Es decir, que un aumento (disminución) en el gasto total real de importaciones lácteas que realiza Brasil, se asocia con una caída (aumento) de la participación de la LPE y un aumento (caída) de la LPD, siendo mayor el impacto para las importaciones provenientes de Uruguay. Por el contrario, para los quesos argentinos, los cambios en el gasto total no muestran tener un efecto significativo sobre su participación en la importación láctea total, pero para los quesos uruguayos existe una asociación negativa significativa al 5 por ciento. Para el caso de los precios, se observa que en particular los precios de los quesos resultan significativos, y principalmente en las ecuaciones de participación de los quesos de origen argentino y uruguayo.

Para lo que se espera de este tipo de modelos microeconómicos, se observan ajustes aceptables en términos del R-cuadrado, principalmente para la LPE y Quesos argentinos. Los contrastes de diagnóstico del modelo muestran que del test de Breush-Godfrey (test B-G), la corrección por auto-correlación con la estructura AR(1) resulta efectiva, al no rechazar la hipótesis nula en cinco de las seis ecuaciones ⁶. Del test de Breusch-Pagan, a un nivel del 5 por ciento se observa que en cuatro de las seis ecuaciones no puede rechazarse la hipótesis de errores homocedásticos, y a un nivel del 1 por ciento, en cinco de las seis ecuaciones de demanda el supuesto de homocedasticidad no es rechazado. Del contraste de Ramsey de errores de especificación en modelos de regresión, se tiene también que a un nivel del 1 por ciento, en cinco de las seis ecuaciones no hay prueba estadística suficiente de que existan errores de especificación funcional. Por ende, con la excepción de la ecuación correspondiente a los quesos argentinos, el sistema

⁶Para los modelos estimados vía SUR sin AR(1) de la forma convencional, se rechaza la ausencia de auto-correlación en cada ecuación, correspondiente a la hipótesis nula del test B-G. Tales resultados están disponibles si son solicitados al autor.

Tabla 4.2: Parámetros del Sistema de Demanda de Importaciones Lácteas de Brasil

Variabes	ω_a^{LPE}	ω_u^{LPE}	ω_a^{LPD}	ω_u^{LPD}	ω_a^Q	ω_u^Q
T_2	-0.087*** (0.0286)	0.052** (0.0255)	-0.004 (0.0115)	0.024 (0.0185)	-0.013 (0.0139)	-0.002 (0.011)
T_3	-0.087*** (0.0295)	0.019 (0.027)	0.0001 (0.0083)	0.015 (0.0188)	0.008 (0.0138)	0.015 (0.0098)
T_4	-0.051* (0.0283)	0.003 (0.0222)	0.002 (0.0167)	0.008 (0.0178)	0.009 (0.0139)	0.022** (0.0092)
$tend$	-0.022*** (0.0036)	-0.010*** (0.0032)	0.004** (0.0015)	0.003 (0.0023)	0.014*** (0.0017)	0.004*** (0.0011)
$\ln(G/P)$	-0.060*** (0.0188)	0.100*** (0.0169)	-0.026*** (0.0085)	0.040*** (0.0126)	0.008 (0.0091)	-0.015** (0.0061)
$\ln p_a^{LPE}$	-0.084 (0.1717)	-0.135 (0.0869)	-0.016 (0.0702)	0.119 (0.0917)	-0.002 (0.0667)	0.086** (0.0412)
$\ln p_u^{LPE}$	-0.135 (0.0869)	0.101 (0.0799)	0.045 (0.0391)	-0.005 (0.0510)	0.052 (0.0362)	0.014 (0.0242)
$\ln p_a^{LPD}$	-0.016 (0.0701)	0.045 (0.0391)	0.018 (0.0578)	-0.042 (0.0483)	0.025 (0.0299)	-0.041* (0.0221)
$\ln p_u^{LPD}$	0.119 (0.0916)	-0.005 (0.0510)	-0.042 (0.0483)	-0.001 (0.0833)	-0.056 (0.038)	-0.047* (0.0275)
$\ln p_a^Q$	-0.002 (0.0667)	0.052 (0.0363)	0.025 (0.0299)	-0.056 (0.038)	-0.069* (0.0353)	0.058*** (0.0185)
$\ln p_u^Q$	0.086** (0.0412)	0.014 (0.0242)	-0.041* (0.0222)	-0.047* (0.0275)	0.058*** (0.0185)	-0.075*** (0.0186)
$\ln p_o^Q$	0.034 (0.034)	-0.071*** (0.0205)	0.012 (0.0186)	0.033 (0.0232)	-0.008 (0.0156)	0.005 (0.0117)
α_j	1.503*** (0.2808)	-1.290*** (0.2516)	0.459*** (0.1282)	-0.561*** (0.1864)	-0.093 (0.1344)	0.268*** (0.092)
R^2	0.397	0.254	0.10	0.174	0.452	0.214
Test B-G [†]	0.21 [0.65]	0.018 [0.89]	0.07 [0.79]	0.472 [0.49]	17.531 [0.00]	0.553 [0.46]
Test B-P [‡]	31.761 [0.00]	16.11 [0.19]	10.275 [0.59]	15.719 [0.2]	23.796 [0.02]	12.382 [0.42]
RESET [*]	3.778 [0.03]	0.272 [0.76]	2.416 [0.09]	0.785 [0.46]	10.432 [0.00]	2.058 [0.13]

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %. P-valores entre corchetes.

[†] H0: no hay correlación serial. [‡] H0: homocedasticidad. ^{*} H0: no hay errores de especificación funcional.

casi ideal para las importaciones lácteas totales de brasil muestra tener un buen desempeño estadístico.

Para el modelo que involucra sólo quesos por tipos (Tabla 4.3), se observa una mejor bondad de ajuste para cada ecuación del sistema. Una vez corregidos los errores utilizando una estructura AR(1), el test B-G rechaza la auto-correlación en cuatro de las cinco ecuaciones. Para la heterocedasticidad, el test B-P es ahora más contundente en rechazar el supuesto de homocedasticidad. Para la especifica-

ción funcional, si se considera un nivel de significación del 1 %, en cuatro de cinco ecuaciones no hay rechazo de la hipótesis nula del RESET de Ramsey. Por ende, para el caso del sistema brasileiro de demanda de quesos, en general se tiene un buen diagnóstico estadístico, con un mejor ajuste respecto al modelo que incluye leche en polvo y quesos a nivel agregado.

La estacionalidad para la mozzarella y los quesos semiduros, argentinos determina una menor participación de éstos en todos los trimestres respecto al de Diciembre-Febrero, y nuevamente se observa cierta complementariedad con la participación uruguaya. Sin embargo en este último caso, la estacionalidad es significativa sólo en Setiembre-Octubre respecto al siguiente trimestre. Por el contrario, para los quesos duros, las variables de estacionalidad no son estadísticamente significativas.

La variable de tendencia es significativa solamente para la participación de la mozzarella, y de los quesos semiduros uruguayos y del resto de los competidores, siendo negativa en el primer caso y positiva en el último.

Respecto al gasto total, se observa que los incrementos (disminuciones) del gasto real en importaciones queseras se distribuyó de forma tal que: aumentó (disminuyó) la participación de la mozzarella y quesos semiduros argentinos, disminuyendo (aumentando) la participación del resto, fundamentalmente de la mozzarella y queso semiduros provenientes de otros orígenes, como también del queso duro argentino.

En general, los precios de los productos muestran ser estadísticamente significativos en las ecuaciones de participación, principalmente en aquellos coeficientes asociados al efecto-propio. Contrariamente a lo visto en el modelo de lácteos totales, los parámetros del logaritmo de los precios muestran un mayor nivel de precisión (menores errores estándar) y con ello mayores niveles de significancia estadística. Incluso, en la tabla 4.2 ya puede notarse que sólo para los precios de los quesos agregados (i.e. $\ln p_h^Q$) el coeficiente es significativo, y más aún en las ecuaciones de participación de los quesos. Por ende, estos resultados ya adelantan que las elasticidades-precio de los quesos serán mayores en valor absoluto.

Las estimaciones de los sistemas de demanda presentadas en las tablas 4.2 y 4.3 se obtuvieron imponiendo las restricciones (4.8)-(4.10) para su consistencia con la teoría económica. A pesar de que este requerimiento teórico debe ser mantenido en coherencia con el comportamiento microeconómico, es una práctica usual, y también recomendable, contrastar empíricamente tales restricciones (Laitinen, 1978; Meisner, 1979). Básicamente esto se realiza para chequear en parte si los datos observados y ajustados son consistentes con el comportamiento previsto por la teoría del consumidor en un marco de demanda de importaciones. En la tabla 4.4 se presentan los contrastes de tales restricciones teóricas mediante el

Tabla 4.3: Parámetros del Sistema de Demanda de Importaciones de Brasil. Sólo Quesos

Variable	ω_a^{MSemi}	ω_u^{MSemi}	ω_o^{MSemi}	ω_a^{Duro}	ω_u^{Duro}
T_2	-0.059** (0.029)	0.002 (0.027)	0.018 (0.019)	0.011 (0.021)	-0.004 (0.018)
T_3	-0.069** (0.031)	0.022 (0.028)	0.037* (0.020)	-0.002 (0.020)	-0.004 (0.018)
T_4	-0.076** (0.029)	0.082*** (0.027)	0.014 (0.019)	-0.017 (0.021)	-0.011 (0.017)
$tend$	-0.001 (0.003)	-0.012*** (0.004)	0.007** (0.003)	0.003 (0.004)	0.001 (0.005)
$\ln(G/P)$	0.158*** (0.016)	-0.004 (0.014)	-0.072*** (0.010)	-0.054*** (0.012)	-0.015 (0.009)
$\ln p_a^{MSemi}$	-0.213*** (0.073)	0.128** (0.053)	-0.038 (0.032)	-0.002 (0.057)	0.109*** (0.034)
$\ln p_u^{MSemi}$	0.128** (0.053)	-0.263*** (0.059)	0.018 (0.028)	0.018 (0.040)	0.071** (0.031)
$\ln p_o^{MSemi}$	-0.038 (0.032)	0.018 (0.028)	0.096*** (0.027)	-0.067** (0.027)	0.029 (0.020)
$\ln p_a^{Duro}$	-0.002 (0.057)	0.018 (0.040)	-0.067** (0.027)	0.107* (0.058)	-0.042 (0.031)
$\ln p_u^{Duro}$	0.109*** (0.034)	0.071** (0.031)	0.029 (0.020)	-0.042 (0.031)	-0.179*** (0.031)
$\ln p_o^{Duro}$	0.016 (0.021)	0.027 (0.019)	-0.038*** (0.013)	-0.015 (0.018)	0.012 (0.013)
α_j	-1.798*** (0.186)	0.316* (0.170)	1.017*** (0.122)	0.914*** (0.138)	0.357*** (0.109)
R^2	0.615	0.302	0.384	0.26	0.26
Test B-G [†]	0.081 [0.78]	0.479 [0.49]	0.02 [0.89]	20.118 [0.00]	0.55 [0.46]
Test B-P [‡]	22.703 [0.02]	13.627 [0.25]	38.847 [0.00]	31.504 [0.00]	25.438 [0.01]
RESET [*]	4.955 [0.01]	0.303 [0.74]	2.007 [0.14]	4.224 [0.02]	3.169 [0.05]

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01\%$; ** $p < 0.05\%$; * $p < 0.1\%$. P-valores entre corchetes

[†] H0: no hay correlación serial. [‡] H0: homocedasticidad. ^{*} H0: no hay errores de espec. func.

estadístico de cociente de verosimilitud. Además de las restricciones de homogeneidad y simetría, se contrasta la auto-correlación modelada mediante un AR(1). El test de cociente de verosimilitud, consistentemente con la prueba de Breush-Godfrey, rechaza en ambos casos (total lácteos y sólo quesos) la inexistencia de auto-correlación de primer orden. Para el modelo de lácteos totales, ninguna restricción económica se rechaza. Para el que toma sólo quesos por tipos, a un nivel del 1 por ciento ni la homogeneidad ni la simetría (impuestas separadamente) pueden rechazarse, mientras que la χ^2_{15} teórica es igual 30.578 (a un nivel del 1 por ciento), por lo que ambas restricciones impuestas conjuntamente serían re-

Tabla 4.4: Contraste de Autocorrelación, Homogeneidad y Simetría. Demanda de Brasil

	Log-Vers. (ℓ)	$-2[\ell(\theta^R) - \ell(\theta^{NoR})]$	g.l.
<i>Total Lácteos</i>			
No -AR(1)	1499.1		
AR(1)	1529.9	61.6	(1)
Homogeneidad	1525.7	8.4158	(6)
Simetría	1520.5	18.692	(15)
Homog. & Simetría	1518.9	21.941	(21)
<i>Sólo Quesos</i>			
No -AR(1)	1015.5		
AR(1)	1003.62	23.76	(1)
Homogeneidad	1007.5	16.16	(5)
Simetría	1004	21.942	(10)
Homog. & Simetría	997.61	35.865	(15)

chazadas según el cociente de verosimilitud. Por lo tanto, puede concluirse que para el caso de Brasil las restricciones del sistema de demanda resultan bastante compatibles con los resultados empíricos del modelo.

Seguidamente se realiza un análisis de las elasticidades derivadas de ambos modelos de la demanda brasilera de importaciones lácteas.

Elasticidades

En la tabla 4.5 se presentan los resultados de las elasticidades-gasto y precio propias, computadas a partir de (4.12), (4.16) y (4.17), evaluadas en la participación media, con errores estándar obtenidos mediante el método delta.

Las elasticidades-gasto son mayores que uno para la LPE y LPD uruguaya (1.6 y 1.51, respectivamente) y para los quesos argentinos (1.182). Por el contrario, tales elasticidades son menores a la unidad para la LPE y LPD argentina (0.8 y 0.61, respectivamente), como así también para los quesos provenientes de Uruguay y otros orígenes (0.847 y 0.387, respectivamente). Esto significa que si las importaciones lácteas de brasil se incrementan en un 1 por ciento, luego la cantidad demandada de leche en polvo uruguaya y de quesos argentinos se incrementaría en más del 1 por ciento, mientras que la cantidades importadas de leche en polvo argentina y de quesos provenientes de países competidores de Argentina aumentarían en un porcentaje menor. En términos de la categorización

Tabla 4.5: Elasticidades Gasto ($\eta_{i,h}^G$) y Precio Propias ($\eta_{h,h_{NC}}^{i,i}$ & $\eta_{h,h_C}^{i,i}$). Demanda de Brasil

Producto	Exportador	Elast.-Gasto	Elasticidades-Precio Propias	
			<i>Marshalliana</i>	<i>Hicksiana</i>
<i>Total Lácteos</i>				
LPE	Argentina	0.800*** (0.041)	-1.131** (0.407)	-0.802* (0.408)
LPE	Uruguay	1.600*** (0.093)	0.074 (0.481)	0.325 (0.479)
LPD	Argentina	0.761*** (0.090)	-1.580** (0.676)	-1.514** (0.674)
LPD	Uruguay	1.517*** (0.142)	-1.321 (1.007)	-1.199 (1.011)
Quesos	Argentina	1.182*** (0.070)	-1.434*** (0.274)	-1.290*** (0.275)
Quesos	Uruguay	0.847*** (0.078)	-2.203*** (0.238)	-2.143*** (0.237)
Quesos	Otros	0.387*** (0.063)	-0.988*** (0.185)	-0.961*** (0.185)
<i>Sólo Quesos</i>				
Mozza. & Semiduros	Argentina	1.513*** (0.051)	-1.849*** (0.238)	-1.383*** (0.238)
Mozza. & Semiduros	Uruguay	0.983*** (0.059)	-2.071*** (0.238)	-1.831*** (0.241)
Mozza. & Semiduros	Otros	0.460*** (0.077)	-0.212 (0.204)	-0.15 (0.203)
Quesos Duros	Argentina	0.722*** (0.061)	-0.394 (0.301)	-0.254 (0.299)
Quesos Duros	Uruguay	0.790*** (0.130)	-3.479*** (0.436)	-3.422*** (0.434)
Quesos Duros	Otros	0.742*** (0.138)	-1.052*** (0.250)	-1.016*** (0.249)

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

(micro)económica de los bienes, estos resultados revelan que si bien para Brasil todas las importaciones lácteas son “bienes normales”, los quesos argentinos y la leche en polvo uruguaya constituirían “bienes de lujo”, mientras que el resto son “necesarios”, una vez que se asume como variable *proxy* de la renta, al gasto lácteo total.

Para el caso específico de la demanda brasilera de tipos de quesos, los resultados muestran que sólo la mozzarella y los quesos semiduros argentinos tienen una elasticidad-gasto mayor que uno, con un valor superior a la de quesos agrupados (i.e. $1.5 > 1.182$)⁷. Es decir que un incremento del 1 por ciento en el gasto de

⁷Esta elasticidad mayor, compensa a la del resto de los tipos de quesos que son menores que

quesos importados, implicaría un incremento más que proporcional de cantidad demandada de mozzarella y quesos semiduros argentinos, mientras que para los otros quesos y orígenes la cantidad demandada también aumentaría aunque en una proporción menor. Para todos los quesos duros, la elasticidades-gasto son aproximadamente iguales a 0.7, mientras que en mozzarella y semiduros, la elasticidad de Uruguay duplica a la de los otros exportadores, quienes serían los menos favorecidos cuando el gasto total de las importaciones brasileras de quesos experimentan un aumento.

A excepción de la LPE uruguaya, todas las elasticidades-precio propias (últimas dos columnas de la tabla 4.5) tiene el signo esperado, siendo estadísticamente significativas a un nivel del 1 por ciento en los quesos de todos los orígenes, y a un nivel del 5 por ciento para la leche en polvo argentina. Si bien para la LPD uruguaya las elasticidades-precio propias tienen el signo esperado, no son estadísticamente significativas. Para el sistema específico de quesos, todas las elasticidades tienen el signo esperado. Para la mozzarella y los semiduros argentinos y uruguayos, como así también para los quesos duros de Uruguay y del resto de los países (i.e. excluyendo Argentina), las elasticidades-precio propias son mayores que uno y significativas a un nivel del 1 por ciento. Por el contrario, para la mozzarella y quesos semiduros de los “otros”, y para el queso duro argentino, las mismas son bajas y no significativas.

En todos los casos, las elasticidades-precio propias no compensadas (*mars-hallianas*) son mayores en valor absoluto a las elasticidades-precio compensadas (*hicksianas*). Esto significa que los “efectos-renta” son positivos, o más precisamente, los efectos de cambios en el precio sobre el desembolso total destinado a la compra de lácteos importados. Específicamente, para aquellos bienes con mayor participación en el gasto total (tal como la LPE y los quesos argentinos), la brecha entre elasticidades compensadas y no compensadas es mayor, debido a que el efecto de las variaciones del precio de los mismos tiene un mayor peso sobre el gasto real. En particular, la LPE de Argentina es elástica cuando se considera la elasticidad no compensada mientras que es inelástica según la elasticidad compensada. Precisamente, una reducción porcentual en el precio de la LPE argentina incrementa su cantidad demandada en una proporción mayor si se considera el efecto renta. Sin embargo, si el gasto real en importaciones lácteas se mantuviera constante, un incremento del 10 por ciento en el precio de la LPE argentina aumentaría en 8 por ciento la cantidad demandada de la misma. Por el contrario, para la LPE y los quesos argentinos, aún manteniendo el gasto real constante, las demandas son elásticas respecto a su propio precio. La mayor elasticidad se revela para los quesos uruguayos mostrando que un incremento (reducción) de su

precio en un 10 por ciento, disminuye (aumenta) su cantidad demandada en más del 20 por ciento. A su vez, para los quesos de los otros orígenes, la elasticidad es prácticamente unitaria.

Un resultado llamativo es la brecha de elasticidades- precio de la LPE entre Argentina y Uruguay, estimándose para el último caso elasticidades prácticamente nulas. Esto coincide con lo revelado de las series de participación y cantidades importadas para el período seleccionado, en el cual se tiene una tendencia creciente de los precios internacionales de la LPE, sin embargo a partir de 2008 existe al mismo tiempo una tendencia creciente en las cantidades importadas desde Uruguay y decreciente en las cantidades importadas desde Argentina, cerrándose la brecha, de la participación que tiene cada país en el mercado brasilero de LPE. Mientras que en el total importado lácteo (específicamente, leche en polvo más quesos), la LPE uruguaya logró mantener su participación alrededor del 15 por ciento, la LPE de Argentina disminuyó fuertemente su participación, pasando de un promedio del 50 por ciento que tuvo hasta 2009 a un 27.3 por ciento a partir de 2010. De esta manera, la mayor elasticidad de Argentina respecto a Uruguay estaría mostrando la pérdida de competitividad de la LPE argentina en el mercado brasilero. Por otro lado, la menor elasticidad-precio propio en los quesos argentinos respecto a los uruguayos estaría revelando un mayor potencial competitivo de los quesos de Argentina.

Para los tipos específicos de quesos, se observa que la demanda brasilera es prácticamente insensible a cambios en los precios de los quesos duros argentinos y de los semiduros provenientes de otros países (excluyendo Uruguay). Para este conjunto de países también se observa una elasticidad comparativamente baja (casi unitaria) al comparar con el resto. Esto significa que la demanda brasilera de los quesos que provienen de lugares distintos de Argentina y Uruguay, muestra mayor estabilidad respecto a los cambios en los precios. La mayor elasticidad-precio la tienen los quesos uruguayos, por lo que al comparar con Argentina, podemos inferir que Uruguay cuenta con un menor potencial competitivo al tener una demanda más sensible a los cambios en sus propios precios. A pesar de ello, la demanda brasilera de mozzarella y quesos semiduros argentinos es elástica, mostrando que un incremento del 10 por ciento en el precio de éstos, disminuye la cantidad demanda de los mismos en aproximadamente 18.5 por ciento, en base a la elasticidad *marshalliana*. Por el contrario, los quesos duros argentinos muestran tener una demanda inelástica respecto a su precio.

Las tablas 4.6 y 4.7 muestran las elasticidades-precio cruzadas para ambos sistemas de demanda. Si bien las elasticidades cruzadas *marshallianas* también se presentan a los fines expositivos, para analizar el grado de sustitución o competencia entre los distintos bienes importados, resultan ser más informativas las

elasticidades *hicksianas*, al representar éstas puro efecto-sustitución (i.e. netas del efecto-renta).

En general, las elasticidades-cruzadas muestran las relaciones de competitividad entre los diferentes bienes y orígenes. Si son positivas, ambos bienes son sustitutos, siendo complementarios en caso contrario. En los estudios de demanda de importaciones, se espera que un mismo bien entre dos orígenes sean sustitutos, pero empíricamente esto puede que no sea así, debido a movimientos paralelos en los tipos de cambio entre dos exportadores a la vez que las restricciones impuestas a los sistemas de demanda (homogeneidad y simetría) pueden contribuir a mostrar relaciones aparentes de complementariedad (Yang y Koo, 1994: 406). Por ejemplo de la tabla 4.6 se observan elasticidades-precio cruzadas negativas entre la LPE argentina y uruguaya. Es decir, que un incremento en la LPE argentina (uruguaya) disminuye la cantidad demanda de LPE uruguaya (argentina). Esto puede deberse a que al ser la LPE un *commodity* con escaso grado de diferenciación y al ser países tan cercanos (y por ello, con similares coste de transporte) es muy probable que los movimientos de precios tengan un alto grado de paralelismo, lo que sería captado con una elasticidad-cruzada negativa. En otros casos, tal como entre la LPD uruguaya (argentina) y los quesos argentinos (uruguayos) el signo negativo resulta mas difícil de explicar e interpretar. Otras complementariedades, como distintos bienes de un mismo país de origen (tal como la LPD y los quesos uruguayos), cobran más sentido económico, a través de las economías de transporte y de negociaciones internacionales que tiene un país importador al comprar distintos productos de un cierto exportador.

Focalizando el análisis en el grado de sustitución entre los productos importados, se observa que entre la LPE argentina y la LPD uruguaya existe un efecto cruzado significativo, siendo mayor el efecto de los precios de la LPE argentina sobre la demanda de LPD uruguaya (2.227), que la de los precios de la LPD uruguaya sobre la cantidad demandada de LPE argentina (0.434). Específicamente, un abaratamiento de la LPE argentina llevaría a reducir la demanda de LPD uruguaya en una proporción que duplica a la variación del precio (i.e. $\eta_{a,u}^{LPE,LPD} = 2,227$). Incluso este efecto-cruzado es mayor al efecto-propio, lo que puede explicarse por la proporción que tiene la LPE de Argentina en el total lácteo importado por Brasil. También existe sustituibilidad significativa y elevada entre la LPE argentina y los quesos de los países competidores (i.e. Uruguay y los otros). Por otra parte, entre los quesos argentinos y la LPE uruguaya la elasticidad-precio cruzada es alta y estadísticamente significativa ($\eta_{a,u}^{Q,LPE} = 0,911$ y $\eta_{u,a}^{LPE,Q} = 0,708$).

La elasticidad-cruzada muestra un nivel importante de competencia entre los quesos argentinos y uruguayos, siendo asimétrica la respuesta de sustitución. Un incremento del 10 por ciento en el precio medio de los quesos argentinos, incre-

Tabla 4.6: Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda de Importaciones Lácteas. Brasil

Cantidad	Precio						
	LPE_a	LPE_u	LPD_a	LPD_u	Q_a	Q_u	Q_o
<i>Marshallianas</i>							
LPE_a	-	-0.494**	0.077	0.370*	-0.059	0.273***	0.164**
	-	(0.202)	(0.175)	(0.218)	(0.135)	(0.094)	(0.082)
LPE_u	-1.628***	-	0.112	-0.17	0.513**	0.03	-0.530***
	(0.528)	-	(0.238)	(0.323)	(0.220)	(0.152)	(0.119)
LPD_a	0.378	0.331	-	-0.015	0.411	-0.463*	0.178
	(0.818)	(0.427)	-	(0.556)	(0.327)	(0.243)	(0.226)
LPD_u	1.602	-0.319	-0.082	-	-0.985**	-0.676**	0.265
	(1.128)	(0.638)	(0.603)	-	(0.45)	(0.329)	(0.292)
Q_a	-0.356	0.726**	0.259	-0.623**	-	0.466***	-0.220*
	(0.458)	(0.285)	(0.237)	(0.298)	-	(0.146)	(0.127)
Q_u	1.553***	0.183	-0.573*	-0.704*	0.834***	-	0.065
	(0.54)	(0.33)	(0.296)	(0.365)	(0.245)	-	(0.151)
Q_o	1.124**	-0.983***	0.252	0.391	-0.281	0.098	-
	(0.471)	(0.276)	(0.276)	(0.329)	(0.216)	(0.15)	-
<i>Hicksianas</i>							
LPE_a	-	-0.369*	0.147	0.434*	0.039	0.330***	0.221**
	-	(0.202)	(0.174)	(0.219)	(0.136)	(0.094)	(0.081)
LPE_u	-0.969*	-	0.251	-0.042	0.708***	0.144	-0.417***
	(0.53)	-	(0.237)	(0.326)	(0.221)	(0.15)	(0.124)
LPD_a	0.691	0.45	-	0.046	0.504	-0.409*	0.231
	(0.82)	(0.424)	-	(0.554)	(0.329)	(0.242)	(0.223)
LPD_u	2.227*	-0.082	0.05	-	-0.801*	-0.567*	0.372
	(1.122)	(0.636)	(0.602)	-	(0.453)	(0.327)	(0.289)
Q_a	0.131	0.911***	0.362	-0.528*	-	0.551***	-0.136
	(0.456)	(0.284)	(0.236)	(0.299)	-	(0.145)	(0.125)
Q_u	1.901***	0.316	-0.499*	-0.636*	0.937***	-	0.125
	(0.541)	(0.329)	(0.295)	(0.367)	(0.246)	-	(0.15)
Q_o	1.284**	-0.922***	0.286	0.422	-0.234	0.126	-
	(0.471)	(0.275)	(0.276)	(0.328)	(0.216)	(0.151)	-

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

mentaría la cantidad demandada de quesos uruguayos en casi un 10 por ciento, mientras que si los quesos uruguayos son los que se aumentan en un 10 por ciento, la sustitución por quesos argentinos sería proporcionalmente menor (específicamente, 5.51 por ciento).

Las elasticidades-cruzadas para los tipos de quesos (tabla 4.7) muestran resultados más claros entre el grado de competencia de los mismos.

Para el caso de los quesos argentinos, se observa en primer lugar que para la cantidad demandada de mozzarella y quesos semiduros, solamente son significativos los precios de los quesos uruguayos (incluyendo mozzarella, semiduros y quesos duros). En particular, un incremento del 10 por ciento en los precios de la mozzarella y quesos semiduros uruguayos llevaría a incrementar la cantidad demandada de mozzarella y semiduros argentinos en 6.61 por ciento. A su vez, si los quesos duros uruguayos son los que suben en un 10 por ciento, luego la

Tabla 4.7: Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda Brasileira de Quesos Importados

Cantidad	Precio					
	$MSemi_a$	$MSemi_u$	$MSemi_o$	$Duro_a$	$Duro_u$	$Duro_o$
<i>Marshallianas</i>						
$MSemi_a$	-	0.291*	-0.193*	-0.105	0.316***	0.026
	-	(0.171)	(0.106)	(0.157)	(0.110)	(0.067)
$MSemi_u$	0.531**	-	0.076	0.078	0.291**	0.113
	(0.219)	-	(0.116)	(0.169)	(0.127)	(0.078)
$MSemi_o$	-0.119	0.266	-	-0.397**	0.257*	-0.255***
	(0.243)	(0.208)	-	(0.203)	(0.150)	(0.097)
$Duro_a$	0.077	0.162	-0.309**	-	-0.196	-0.062
	(0.245)	(0.207)	(0.140)	-	(0.159)	(0.093)
$Duro_u$	1.579***	1.036***	0.435	-0.542	-	0.181
	(0.468)	(0.424)	(0.280)	(0.431)	-	(0.190)
$Duro_o$	0.407	0.634	-0.750***	-0.255	0.274	-
	(0.438)	(0.395)	(0.269)	(0.376)	(0.283)	-
<i>Hicksianas</i>						
$MSemi_a$	-	0.661***	0.01	0.189	0.425***	0.099
	-	(0.172)	(0.106)	(0.156)	(0.110)	(0.068)
$MSemi_u$	0.834***	-	0.208*	0.269	0.361***	0.160**
	(0.218)	-	(0.116)	(0.167)	(0.126)	(0.077)
$MSemi_o$	0.023	0.379*	-	-0.308	0.290**	-0.233**
	(0.245)	(0.211)	-	(0.202)	(0.150)	(0.096)
$Duro_a$	0.299	0.338	-0.212	-	-0.144	-0.027
	(0.246)	(0.210)	(0.139)	-	(0.159)	(0.091)
$Duro_u$	1.823***	1.229***	0.540**	-0.389	-	0.219
	(0.470)	(0.431)	(0.279)	(0.428)	-	(0.189)
$Duro_o$	0.636	0.815**	-0.651**	-0.111	0.327	-
	(0.436)	(0.393)	(0.268)	(0.375)	(0.282)	-

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

cantidad demandada de mozzarella y quesos semiduros argentinos aumentarían en promedio en 4.25 por ciento. En segundo lugar, se puede observar que la demanda de quesos duros argentinos es totalmente inelástica respecto de los precios de los otros productos.

Para la mozzarella y quesos semiduros uruguayos se tienen elasticidades-cruzadas significativas no sólo con el mismo bien de origen argentino, sino también con respecto a los otros orígenes, y también respecto al queso duro uruguayo y del resto de los competidores. También, al mirar el conjunto de países agrupados en “otros”, se observa sustituibilidad sólo con Uruguay. O sea que cualquier incremento del precio de la mozzarella, quesos semiduros o duros uruguayos llevaría a incrementar la cantidad demandada de los quesos del resto de los competidores.

Por otro lado se observan altas elasticidades-cruzadas para la demanda de quesos duros uruguayos, incluso mostrando ser sustitutos con los semiduros del mismo país ($\eta_{u,u}^{Duro,MSemi} = 1,229$). Por el contrario, para el resto de los competidores, los quesos duros y la mozzarella mas los semiduros del mismo origen,

muestran ser complementarios.

En resumen, las elasticidades-cruzadas de los tipos de quesos muestran que básicamente la mozzarella y los semiduros argentinos compiten sólo con los quesos uruguayos (tanto mozzarella y semiduros como duros), mientras que Uruguay compite no sólo con Argentina sino con el resto de los países exportadores. Por su parte, los quesos duros argentinos no sólo mostraron tener una elasticidad-precio propio no significativa, sino que tampoco los precios de los sustitutos cercanos tienen impacto sobre su demanda. Por su parte, el resto de los países exportadores compite básicamente con Uruguay, mostrando ser complementaria la demanda de distintos tipos de queso, ocurriendo lo contrario en Uruguay, donde los semiduros y duros del mismo parecen competir en el mercado brasileiro de quesos importados.

4.4.2. Demanda Chilena de Lácteos

Resultados de las Estimaciones

Los coeficientes de la demanda de importaciones lácteas para Chile se presentan en la tabla 4.8. En primer lugar, de las variables estacionales, tomando como base el trimestre correspondiente a Febrero-Abril ($T1$), se observa que la participación argentina de leche en polvo es significativamente menor en los dos trimestres siguientes (i.e. Mayo-Julio y Agosto-Octubre), mientras que para el trimestre Noviembre-Enero no se observan diferencias significativas. Para este último trimestre, las importaciones de leche en polvo desde el resto de los orígenes es menor, siendo el único trimestre estadísticamente significativo y con signo negativo. Por ende, en leche en polvo parece revelarse cierta complementariedad estacional entre Argentina y sus competidores. Por su parte, para las importaciones de quesos se observa un menor comportamiento estacional. Para los quesos argentinos, en el trimestre correspondiente a Agosto-Octubre existen un incremento en las participaciones, siendo estadísticamente significativo a un nivel del 5 por ciento. A su vez, los países de la UE parecen incrementar su participación en quesos en todos los trimestres respecto al base, pero sólo en el último trimestre la diferencia es significativa y a un nivel del 10 por ciento. Los quesos norteamericanos, por su parte, muestran una gran estabilidad entre trimestres, con coeficientes de las *dummies* estacionales cercanos a cero.

La variable de tendencia muestra para el período, una evolución decreciente y significativa de la participación de la leche en polvo argentina en las importaciones lácteas. Por el contrario, la participación de los quesos argentinos y norteamericanos muestran una tendencia creciente con coeficientes estadísticamente significativos a un nivel del 1 por ciento.

La variable indicativa de la medida de salvaguardia chilena hacia los lácteos

argentinos, muestra ser significativa, con un impacto negativo como se esperaba, pero sólo para la leche en polvo, no observándose efecto en los quesos, a pesar de que para el queso gouda argentino regía la sobre-tasa arancelaria de tal medida.

El gasto total real en importaciones lácteas muestra tener un impacto estadísticamente significativo sobre todas las ecuaciones de participación, con la excepción de la leche en polvo importada de otros orígenes. Mientras que para la leche en polvo de argentina, un incremento del gasto total está asociado a un incremento de su participación, para los quesos de todos los orígenes la participación en el gasto disminuye. Por el lado de los precios, los de quesos tienen mayor impacto y significancia sobre las ecuaciones de participación, que la de los precios de la leche en polvo. Sin embargo, como ya se mencionó, la interpretación de tales parámetros resulta dificultosa, quedando en las elasticidades el rol informativo sobre el comportamiento de la demanda ante cambios en los precios.

El modelo muestra un buen ajuste, con valores del R-cuadrado superior a las ecuaciones de demanda de lácteos totales de Brasil. Una vez que se modela un AR(1) para los términos de perturbación del modelo, del test B-G se observa que, a un nivel del 5 por ciento, en cuatro de las cinco ecuaciones no se rechaza el supuesto errores no auto-correlacionados. El test B-P muestra que en todas las ecuaciones se rechaza el supuesto de homocedasticidad, por lo que deberían ajustarse los errores estándar para obtener una inferencia más robusta. Por otra parte, a un nivel del 1 por ciento, en tres de las cinco ecuaciones no hay evidencia estadística suficiente de errores de especificación funcional según el estadístico RESET de Ramsey. Para el sistema de demanda de importaciones de quesos por tipos (tabla 4.9) se observa que, aún cambiando las variables estacionales de trimestrales a cuatrimestrales, es poca la estacionalidad de las participaciones de los quesos importados⁸. En particular se observa que para el tercer cuatrimestre (C_3 correspondiente a Diciembre-Febrero) las importaciones de mozzarella argentina disminuyen su participación a la vez que aumenta la de quesos semiduros, siendo éste el único caso para el cual las variables son estadísticamente significativas.

La variable *tend* muestra una tendencia decreciente significativa para los quesos semiduros argentinos, pero creciente para la participación de los competidores. Por el contrario, para los quesos duros argentinos se revela una tendencia creciente significativa de su participación en el gasto total de importaciones queseras.

A pesar de que para el sistema que contempla los quesos agregados, la variable indicativa *a2007* no resulta significativa, al desagregar por tipos de quesos se observa claramente un impacto negativo sobre la participación de los quesos semiduros, siendo ésta la categoría donde entra el queso gouda incluido en la

⁸Considerando varias posibilidades bimestrales, trimestrales y cuatrimestrales, la elección realizada es la única que mostró parámetros significativos.

Tabla 4.8: Parámetros del Sistema de Demanda de Importaciones Lácteas de Chile

Variable	ω_a^{LP}	ω_o^{LP}	ω_a^Q	ω_{UE}^Q	ω_{NA}^Q
T_2	-0.056* (0.031)	0.045 (0.034)	0.026 (0.029)	0.01 (0.009)	0.005 (0.009)
T_3	-0.055* (0.033)	0.019 (0.036)	0.062** (0.031)	0.008 (0.009)	0.001 (0.009)
T_4	-0.018 (0.030)	-0.070** (0.033)	0.026 (0.029)	0.015* (0.008)	0.003 (0.008)
$tend$	-0.032*** (0.004)	-0.002 (0.005)	0.013*** (0.004)	0.001 (0.001)	0.007*** (0.001)
a_{2007}	-0.152*** (0.046)	0.035 (0.049)	0.056 (0.043)	-0.015 (0.013)	-0.017 (0.014)
$\ln(G/P)$	0.108*** (0.021)	0.037 (0.023)	-0.069*** (0.020)	-0.041*** (0.006)	-0.023*** (0.006)
$\ln p_a^{LP}$	-0.05 (0.031)	0.017 (0.029)	0.031 (0.028)	-0.005 (0.008)	0.026*** (0.008)
$\ln p_o^{LP}$	0.017 (0.029)	0.068 (0.051)	-0.140*** (0.047)	-0.005 (0.011)	-0.005 (0.013)
$\ln p_a^Q$	0.031 (0.028)	-0.140*** (0.047)	-0.1 (0.090)	0.043** (0.019)	0.005 (0.015)
$\ln p_{UE}^Q$	-0.005 (0.008)	-0.005 (0.011)	0.043** (0.019)	-0.062*** (0.008)	-0.007 (0.004)
$\ln p_{NA}^Q$	0.026*** (0.008)	-0.005 (0.013)	0.005 (0.015)	-0.007 (0.004)	-0.012** (0.005)
$\ln p_o^Q$	-0.019 (0.024)	0.065* (0.037)	0.162*** (0.061)	0.037** (0.015)	-0.008 (0.013)
α_j	-1.064*** (0.292)	-0.19 (0.321)	1.050*** (0.281)	0.669*** (0.082)	0.326*** (0.085)
R^2	0.405	0.183	0.217	0.447	0.404
Test B-G [†]	1.3 [0.25]	0.042 [0.84]	1.465 [0.23]	6.005 [0.01]	2.84 [0.09]
Test B-P [‡]	29.651 [0.00]	27.927 [0.01]	36.356 [0.00]	56.017 [0.00]	59.363 [0.00]
RESET [*]	4.112 [0.02]	0.868 [0.42]	1.471 [0.23]	31.132 [0.00]	8.924 [0.00]

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01\%$; ** $p < 0.05\%$; * $p < 0.1\%$. P-valores entre corchetes

[†] H0: no hay correlación serial. [‡] H0: homocedasticidad. ^{*} H0: no hay errores de espec. func.

medida arancelaria. Los resultados revelan una sustitución del mismo por parte de la mozzarella argentina y de los quesos semiduros provenientes de los otros países exportadores. Por lo tanto, tales efectos parecen compensarse de forma tal que en el agregado no existe una variación significativa de la participación de los quesos argentinos en dicho período.

Las variaciones en el gasto total de importaciones queseras de Chile resultan significativas para explicar las participaciones de cada tipo de quesos. Para el

Tabla 4.9: Parámetros del Sistema de Demanda Importaciones de Chile. Sólo Quesos

Variable	ω_a^{Mozza}	ω_o^{Mozza}	ω_a^{Semi}	ω_o^{Semi}	ω_a^{Duro}
C_2	0.033 (0.024)	-0.008 (0.018)	-0.016 (0.029)	-0.014 (0.029)	-0.007 (0.013)
C_3	0.040* (0.023)	0.002 (0.015)	-0.059** (0.029)	0.009 (0.030)	-0.005 (0.012)
$tend$	0.005 (0.005)	0.001 (0.002)	-0.028*** (0.005)	0.010* (0.005)	0.011*** (0.002)
$a2007$	0.197*** (0.038)	-0.02 (0.029)	-0.225*** (0.048)	0.098** (0.049)	-0.009 (0.021)
$\ln(G/P)$	-0.037* (0.019)	-0.026* (0.014)	0.070*** (0.024)	0.096*** (0.024)	-0.036*** (0.010)
$\ln p_a^{Mozza}$	-0.017 (0.046)	-0.015 (0.019)	-0.096** (0.045)	0.008 (0.025)	-0.013 (0.022)
$\ln p_o^{Mozza}$	-0.015 (0.019)	-0.064*** (0.016)	0.071*** (0.227)	0.013 (0.017)	0.004 (0.012)
$\ln p_a^{Semi}$	-0.096** (0.045)	0.071*** (0.227)	-0.037 (0.071)	0.038 (0.032)	0.088*** (0.029)
$\ln p_o^{Semi}$	0.008 (0.025)	0.013 (0.017)	0.038 (0.032)	-0.108*** (0.035)	0.017 (0.014)
$\ln p_a^{Duro}$	-0.013 (0.022)	0.004 (0.012)	0.088*** (0.029)	0.017 (0.014)	-0.093*** (0.022)
$\ln p_o^{Duro}$	0.133*** (0.023)	-0.009 (0.014)	-0.064** (0.029)	0.032* (0.018)	-0.003 (0.017)
α_j	0.531** (0.237)	0.445** (0.173)	-0.37 (0.303)	-1.157*** (0.301)	0.513*** (0.129)
R^2	0.234	0.144	0.335	0.376	0.255
Test B-G	5.913 [0.02]	0.738 [0.39]	0.157 [0.69]	1.563 [0.21]	2.178 [0.14]
Test B-P	10.806 [0.46]	39.456 [0.00]	15.199 [0.17]	27.648 [0.00]	12.834 [0.3]
RESET	1.122 [0.33]	2.062 [0.13]	0.708 [0.49]	36.646 [0.00]	4.271 [0.02]

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %. P-valores entre corchetes

período se observa una asociación inversa con la mozzarella y los quesos duros, y directa con los quesos semiduros. Es decir, que ante un aumento del gasto real en quesos importados, los quesos semiduros incrementan su participación, disminuyendo los de la mozzarella y la de quesos duros argentinos. De la condición de homogeneidad se deriva que el coeficiente del gasto total de los quesos duros de los países competidores es positivo al igual que los semiduros. Para los coeficientes de precios se observa que los precios propios de los países competidores tienen influencia significativa sobre sus propias participaciones, mientras que en Argentina sólo ocurre para los quesos duros. Esto es luego confirmado por las elasticidades-precio.

En términos del R-cuadrado de cada ecuación, el sistema de quesos presenta una menor bondad de ajuste que el sistema para lácteos agregados. El test de correlación serial muestra total efectividad de la inclusión de errores con estructura AR(1). En este caso, el supuesto de homocedasticidad no puede rechazarse en tres de las cinco ecuaciones; y a un nivel del 1 por ciento en cuatro de las cinco ecuaciones no hay evidencia estadística suficiente de errores de especificación funcional.

Tabla 4.10: Contraste de Autocorrelación, Homogeneidad y Simetría. Demanda de Chile

	Log-Vers. (ℓ)	$-2[\ell(\theta^R) - \ell(\theta^{NoR})]$	g.l.
<i>Total Lácteos</i>			
No -AR(1)	1085		
AR(1)	1114.9	59.8	1
Homogeneidad	1104.6	20.623	5
Simetría	1101.1	27.596	10
Homog. & Simetría	1088	53.83	15
<i>Sólo Quesos</i>			
No -AR(1)	939.07		
AR(1)	974.56	70.98	1
Homogeneidad	970.13	8.8595	5
Simetría	952.06	45.005	10
Homog. & Simetría	936.184	76.752	15

Además de que el test de Breush-Godfrey muestra que la auto-correlación es en general corregida por el AR(1), a partir del test de cociente de verosimilitud presentado en la tabla 4.10, la hipótesis nula que niega el AR(1) es cabalmente rechazada en ambos sistemas. Los valores del estadístico del cociente de verosimilitud rechazan tanto la homogeneidad como la simetría del sistema con bienes más agregados (i.e. el de total lácteos), y para el de quesos específicos sólo la simetría es estadísticamente rechazada. Por lo tanto, una representación de los datos significativamente mejor podría lograrse relajando las restricciones teóricas. Sin embargo, dado que el interés reside en elasticidades que son obtenidas mediante parámetros estructurales en base a la teoría microeconómica, es que se decide usar el modelo restringido a fin de tener resultados consistentes con el marco teórico postulado.

Elasticidades

En la tabla 4.11 se presentan las elasticidades-gasto y precio-propias compensadas y no compensadas, con sus correspondientes errores estándar. De las elasticidades-gasto se observa que todos los lácteos importados son bienes normales, y a su vez, todas las elasticidades-precio tienen el signo esperado (negativo) y son estadísticamente significativas a un nivel del 1 por ciento.

En el modelo de lácteos totales se observa que las elasticidades-gasto de la leche en polvo son superiores a uno, mientras que las de quesos son inferiores a la unidad. Dado el mayor grado de elaboración, estacionamiento y diferenciación que tienen en promedio los quesos, se esperaría que la elasticidad-gasto de los mismos sean mayores que las de la leche en polvo, siempre que un mayor gasto en importaciones lácteas signifique un incremento del poder adquisitivo chileno. Sin embargo, la mayor necesidad de lácteos importados puede deberse a una menor producción doméstica y no necesariamente a un incremento de la demanda inducido por un hipotético aumento del poder adquisitivo de la población importadora. Por ello, estos resultados, no necesariamente contradictorios, muestran cómo se distribuye la mayor necesidad de importar lácteos que tiene Chile. Específicamente revelan que cuando Chile incrementa su gasto en importaciones lácteas, la cantidad demandada de leche en polvo se incrementa en una proporción mayor, y tal elasticidad es superior para la leche en polvo argentina. Para los quesos, el mayor incremento en la cantidad demandada se da para los orígenes agrupados en otros (0.927), seguido por los de Argentina (0.761), luego los de la Unión Europea (0.457), permaneciendo casi inalterada la demanda de quesos norteamericanos.

Las elasticidades-precio propias muestran que la LP argentina es elástica, mientras que la de los otros destinos es inelástica. Esto, en términos de competitividad internacional, revela una desventaja para Argentina. Específicamente, un incremento del 10 por ciento en el precio de la leche en polvo argentina disminuiría la cantidad demandada en un 13.7 por ciento, mientras que si sus competidores aumentan sus precios en tal magnitud, la cantidad demandada a ellos caería en una proporción menor (7.94 por ciento).

Para los quesos (agregados) se observa que todos son elásticos respecto a su propio precio. En este caso, contrariamente a lo revelado para la leche en polvo, Argentina tiene mejor potencial competitivo que sus rivales competidores, principalmente respecto a Norteamérica y al resto (otros), quienes presentan elasticidades-precio que casi duplican (en valor absoluto) a las de Argentina y la Unión Europea. Entre estos dos orígenes, las elasticidades-precio propias son muy similares, siendo levemente menor la no compensada para Europa, mientras que la compensada es menor para Argentina. Dado que la diferencia de elastici-

dades (*marshalliana* > *hicksianas*), revelan efectos-renta positivos, la diferencia comentada entre Argentina y la Unión Europea se da por el hecho de que la participación de Argentina en la demanda total es significativamente mayor (ver tabla 4.1), por lo que el efecto renta es mayor en valor absoluto, lo que se expresa en una mayor brecha entre la elasticidad compensada y la no compensada.

Para el sistema específico de quesos, las elasticidades-gasto muestran que mientras los quesos semiduros son un bien normal de lujo, la mozzarella y los quesos duros son bienes necesarios. En general, dada la mayor maduración (y por ende, costo) de los quesos duros, se esperaría que éstos presenten una mayor elasticidad-gasto. Pero nuevamente, el mayor gasto de importaciones queseras no necesariamente significa un incremento del poder adquisitivo, y con ello, una mayor demanda de quesos más estacionados, sino más bien una necesidad que puede responder al balance entre producción doméstica, exportaciones y consumo interno de la cadena láctea chilena.

Las elasticidades no compensadas (*marshallianas*) son mayores que la unidad para todos los tipos de quesos. Mientras que para la mozzarella y los quesos semiduros, Argentina tiene una menor elasticidad-precio propio que sus competidores, para los quesos duros ocurre lo contrario. Tales resultados revelan un mayor potencial competitivo de Argentina en el mercado chileno de mozzarella y semiduros importados. Por su parte, la elasticidad compensada muestra un importante efecto renta-positivo, principalmente ante variaciones de la mozzarella y los quesos semiduros de Argentina.

Por último se analizan los resultados de las elasticidades-cruzadas presentadas en las tablas 4.12 y 4.13, estudiando en particular las elasticidades *hicksianas*, dado que en las mismas está depurado el efecto-renta, mostrando sólo efectos-sustitución, que son los de interés para el análisis de competitividad en el mercado internacional.

Para la leche en polvo, se observa que elasticidades-precio cruzadas entre orígenes son estadísticamente significativas. Por ende puede inducirse que la leche en polvo de Argentina y de los otros países compiten en el mismo segmento de mercado, lo que resulta esperable para este tipo de bien. Puntualmente, los valores de las elasticidades muestran que un incremento del 10 por ciento en el precio de la leche en polvo de sus competidores (*o*), aumentaría la cantidad demandada desde Argentina en 3.7 por ciento. Al mismo tiempo, si el precio de la leche en polvo argentina es el que aumenta en un 10 por ciento, a los competidores se les incrementaría su cantidad demandada en 2.5 por ciento. Esta asimetría muestra que si cambian los precios relativos de todos los exportadores que venden a Chile, lo más probable es que la leche en polvo argentina sustituya a la de sus competidores.

Tabla 4.11: Elasticidades Gasto ($\eta_{i,h}^G$) y Precio Propias ($\eta_{h,h_{NC}}^{i,i}$ & $\eta_{h,h_C}^{i,i}$). Demanda de Chile

Producto	Exportador	Elast.-Gasto	Elasticidades- <i>Marshalliana</i>	Precio Propias <i>Hicksiana</i>
<i>Total Lácteos</i>				
LP	Argentina	1.570*** (0.112)	-1.371*** (0.162)	-1.073*** (0.162)
LP	Otros	1.130*** (0.082)	-0.794*** (0.189)	-0.476*** (0.183)
Quesos	Argentina	0.761*** (0.069)	-1.275*** (0.308)	-1.054*** (0.309)
Quesos	NA	0.042 (0.135)	-2.407*** (0.180)	-2.406*** (0.181)
Quesos	UE	0.457*** (0.144)	-1.258*** (0.122)	-1.239*** (0.122)
Quesos	Otros	0.927*** (0.116)	-2.530*** (0.379)	-2.387*** (0.378)
<i>Sólo Quesos</i>				
Mozza.	Argentina	0.831*** (0.088)	-1.042*** (0.212)	-0.862*** (0.212)
Mozza.	Otros	0.721*** (0.150)	-1.665*** (0.175)	-1.597*** (0.175)
Semiduros	Argentina	1.225*** (0.077)	-1.187*** (0.232)	-0.804*** (0.224)
Semiduros	Otros	1.511*** (0.130)	-1.675*** (0.182)	-1.392*** (0.187)
Duros	Argentina	0.514*** (0.138)	-2.207*** (0.292)	-2.169*** (0.291)
Duros	Otros	0.419*** (0.121)	-1.715*** (0.194)	-1.666*** (0.194)

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

Para los quesos argentinos, tomados en su conjunto, se observa que los mismos compiten en el mercado chileno con los provenientes de la UE y del resto agrupado (*o*), con un grado de sustitución mayor en este último caso. Y a su vez, entre estos dos existe una elasticidad-precio cruzada positiva y estadísticamente significativa. Por el contrario, los quesos norteamericanos parecen no competir con ninguno de los exportadores considerados. Se observa que la demanda chilena de quesos provenientes de la UE y de los otros destinos son elásticas respecto al precio argentino. Específicamente, un aumento del 10 por ciento en el precio de los quesos argentinos, aumentaría la cantidad demandada de quesos de la UE en un 12.89 por ciento y la de los otros competidores, en un 13.44 por ciento. De hecho, los resultados sugieren que si los precios relativos de los quesos importados

se incrementan uniformemente, probablemente exista un desplazamiento de los quesos argentinos, contrariamente a lo revelado para la demanda de leche en polvo.

Tabla 4.12: Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda de Importaciones Lácteas de Chile

Cantidad	Precio					
	LP_a	LP_o	Q_a	Q_{UE}	Q_{NA}	Q_o
<i>Marshallianas</i>						
LP_a	-	-0.07	-0.001	-0.051	0.111***	-0.187
	-	(0.161)	(0.167)	(0.042)	(0.042)	(0.129)
LP_o	0.036	-	-0.536***	-0.025	-0.022	0.21
	(0.103)	-	(0.166)	(0.044)	(0.041)	(0.131)
Q_a	0.153	-0.415***	-	0.157**	0.027	0.593***
	(0.098)	(0.167)	-	(0.065)	(0.050)	(0.210)
Q_{UE}	0.062	0.142	1.277***	-	-0.115	1.000***
	(0.188)	(0.300)	(0.442)	-	(0.099)	(0.354)
Q_{NA}	0.709***	0.045	0.275	-0.134	-	-0.094
	(0.189)	(0.276)	(0.344)	(0.099)	-	(0.277)
Q_o	-0.11	0.443*	1.074***	0.241***	-0.046	-
	(0.161)	(0.244)	(0.397)	(0.098)	(0.077)	-
<i>Hicksianas</i>						
LP_a	-	0.371**	0.455***	0.016	0.177***	0.053
	-	(0.154)	(0.149)	(0.043)	(0.042)	(0.128)
LP_o	0.250**	-	-0.208	0.023	0.026	0.384***
	(0.104)	-	(0.167)	(0.043)	(0.040)	(0.132)
Q_a	0.297***	-0.201	-	0.190***	0.059	0.709***
	(0.098)	(0.162)	-	(0.065)	0.050	(0.209)
Q_{UE}	0.07	0.154	1.289***	-	-0.113	1.007***
	(0.188)	(0.289)	(0.442)	-	(0.098)	(0.353)
Q_{NA}	0.796***	0.174	0.407	-0.115	-	-0.024
	(0.189)	(0.269)	(0.344)	(0.100)	-	(0.276)
Q_o	0.066	0.704***	1.344***	0.281***	-0.007	-
	(0.159)	(0.242)	(0.396)	(0.098)	(0.080)	-

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

Las elasticidades-precio cruzadas para el sistema de importaciones de quesos por tipos (tabla 4.13) muestran que la mozzarella argentina y del resto de los competidores no son sustitutas. Para la mozzarella argentina, las importaciones sustitutas son las de queso semiduro y duro importados desde otros orígenes. La elasticidades muestran que si los países competidores suben los precios de los quesos semiduros en un 10 por ciento, la cantidad demandada de mozzarella argentina aumenta en 2.5 por ciento. Para los quesos duros, es mayor tal sustitución, lo que no es esperable dado que la mozzarella comparte características más similares con los quesos de pasta semidura.

En cambio, la mozzarella demandada desde otros orígenes, es sustituta con los quesos semiduros de todos los exportadores. En particular, un incremento del queso semiduro argentino del 10 por ciento, aumentaría la cantidad demandada

de mozzarella de los países competidores en casi un 11 por ciento. Sin embargo, los precios de la mozzarella de los competidores tienen un menor impacto sobre los semiduros argentinos: un aumento del 10 por ciento del precio de dicha mozzarella, incrementaría la cantidad demandada de quesos semiduros argentinos en un 3.22 por ciento. Incluso, tal efecto sustitución es mayor al comparar con el efecto de los precios de los quesos semiduros de los competidores, donde un hipotético aumento del 10 por ciento impactaría de forma positiva en la cantidad demandada de semiduros argentinos en un 3.09 por ciento. De hecho, la mayor sustitución de los semiduros argentinos se da con el queso de pasta dura también argentino. Así, cuando el precio del queso semiduro argentino aumenta en un 10 por ciento, los importadores chilenos lo sustituyen incrementando la cantidad demandada de quesos duros argentinos en un 14.84 por ciento.

Tabla 4.13: Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda Chilena de Quesos Importados

Cantidad	Precio					
	<i>Mozza_a</i>	<i>Mozza_o</i>	<i>Semi_a</i>	<i>Semi_o</i>	<i>Duro_a</i>	<i>Duro_o</i>
<i>Marshallianas</i>						
<i>Mozza_a</i>	-	-0.054	-0.392*	0.069	-0.049	0.637***
	-	(0.086)	(0.218)	(0.116)	(0.103)	(0.106)
<i>Mozza_o</i>	-0.101	-	0.854***	0.187	0.062	-0.059
	(0.203)	-	(0.258)	(0.173)	(0.120)	(0.143)
<i>Semi_a</i>	-0.356***	0.207***	-	0.079	0.264***	-0.232***
	(0.145)	(0.072)	-	(0.099)	(0.094)	(0.092)
<i>Semi_o</i>	-0.067	0.02	0.043	-	0.055	0.114
	(0.142)	(0.091)	(0.187)	-	(0.079)	(0.097)
<i>Duro_a</i>	-0.072	0.097	1.323***	0.323*	-	0.022
	(0.293)	(0.148)	(0.402)	(0.187)	-	(0.190)
<i>Duro_o</i>	1.279***	-0.02	-0.375	0.389***	0.021	-
	(0.200)	(0.118)	(0.252)	(0.158)	(0.122)	-
<i>Hicksianas</i>						
<i>Mozza_a</i>	-	0.024	-0.133	0.225*	0.014	0.733***
	-	(0.087)	(0.211)	(0.119)	(0.104)	(0.106)
<i>Mozza_o</i>	0.055	-	1.080***	0.322*	0.116	0.024
	(0.200)	-	(0.245)	(0.177)	(0.119)	(0.143)
<i>Semi_a</i>	-0.092	0.322***	-	0.309***	0.356***	-0.09
	(0.146)	(0.073)	-	(0.103)	(0.094)	(0.092)
<i>Semi_o</i>	0.259*	0.160*	0.516***	-	0.168**	0.289***
	(0.137)	(0.088)	(0.173)	-	(0.077)	(0.096)
<i>Duro_a</i>	0.039	0.144	1.484***	0.420**	-	0.082
	(0.289)	(0.147)	(0.391)	(0.194)	-	(0.193)
<i>Duro_o</i>	1.370***	0.019	-0.244	0.468***	0.053	-
	(0.198)	(0.113)	(0.249)	(0.156)	(0.125)	-

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

Por lo tanto se observan comportamientos muy particulares en el mercado chileno respecto a las relaciones de sustitución entre las importaciones lácteas.

También en este caso, a diferencia de lo encontrado para el caso brasilero, no

hay elasticidades-precio cruzadas compensadas que sean negativas y estadísticamente significativas (i.e. complementariedad). Sin embargo se encuentran algunos efectos cruzados de los precios que no resultan fácil de explicar. Por ejemplo, la sustituibilidad entre la leche en polvo y los quesos argentinos. Es decir, que el encarecimiento de los quesos de Argentina lleva a que los importadores chilenos lo sustituyan aumentando la cantidad demandada de leche en polvo. Sin embargo, estos resultados de sustituibilidad entre diferentes lácteos, es comúnmente encontrado en estudios de sistemas de demanda de hogares (e.g. García Arancibia et al., 2009). También, entre los quesos norteamericanos y la leche en polvo argentina, la elasticidad-precio cruzada es positiva y significativa, lo que llevaría a concluir que ambos productos son sustitutos, lo que resulta contra-intuitivo y difícil de explicar. Pero los modelos econométricos de consumo y demanda no están exentos de estas cuestiones, y es común encontrar este tipo de resultados que pueden deberse a cuestiones de agregación de productos y/o orígenes, a fricciones de mercado no captadas o a imperfecciones propias de los estimadores, entre otros problemas recurrentes que involucra la tarea de encontrar estimaciones certeras y fehacientes que cuantifiquen los comportamientos de los agentes intervinientes en un cierto mercado.

4.5. Conclusiones

En base al enfoque de los Sistemas Casi Ideales de Demanda (*Almost Ideal Demand System*), en el presente capítulo se estiman las demandas de importaciones lácteas de Brasil y Chile, donde Argentina mantiene una elevada participación de mercado, a la vez que constituyen destinos muy importantes de sus exportaciones lácteas.

Proponiendo un modelo de demanda de importaciones diferenciado por orígenes, los sistemas planteados tienen en cuenta diferentes países y productos lácteos que compiten en los mercados importadores. En particular, se ajustan dos sistemas para ambos países, siempre enfocados en la participación de Argentina *versus* sus competidores. Un primer sistema considera partidas lácteas más agregadas (leche en polvo y quesos), mientras que el otro está focalizado al estudio de la demanda de quesos por tipos; esto es, mozzarella, quesos de pasta semidura y quesos de pasta dura.

Para la estimación de los sistemas se utilizan datos de Aduana de Brasil y Chile para el período 2002-2014, tomando una periodicidad mensual para los flujos de comercio que son usados para la construcción de las variables involucradas en los modelos. Siguiendo el enfoque de ecuaciones aparentemente no relacionadas para la estimación de sistemas (método *SUR*), e incorporando tendencia,

estacionalidad y una estructura de auto-correlación en los errores, se obtienen los parámetros de la demanda, que luego entran en el cómputo de las elasticidades gasto y precio compensadas y no compensadas (propias y cruzadas).

En general, los modelos estimados muestran un ajuste aceptable. Al proponer una estructura AR(1) para los errores del sistema, se contrasta su existencia mediante un test de cociente de verosimilitud. Asimismo, se ponen a prueba las hipótesis de homogeneidad y simetría, impuestas por la teoría económica subyacente. Mientras que para el caso de Brasil tales supuestos muestran adaptarse mejor a los resultados empíricos, para Chile el supuesto de homogeneidad y simetría es rechazado en el modelo para lácteos agregados, mientras que en el de quesos específicos sólo la simetría es rechazada.

En base a los valores de las elasticidades-gasto estimadas en los modelos con lácteos agregados, se encuentra que para el mercado brasileiro un mayor el gasto en importaciones lácteas se reparte de forma tal que se incrementa la cantidad demandada de leche en polvo uruguaya y de quesos argentinos en una proporción mayor, mientras que la leche en polvo argentina y los quesos de sus competidores, aumenta en una proporción menor. Por el contrario en Chile, cuando aumenta el gasto lácteo total, es la leche en polvo la que aumenta en una mayor proporción (tanto de Argentina como de sus competidores), mientras que la de quesos se incrementaría en una proporción menor.

Por otra parte, cuando en Brasil se incrementa el gasto total en quesos, la mozzarella y los quesos semiduros de Argentina son los que salen ganando, al llevarse una mayor proporción de tal incremento. Mientras que en Chile, tanto los quesos semiduros de Argentina como los de sus competidores son lo que se llevan la mayor proporción ante un hipotético aumento en el gasto total de quesos importados; saliendo aún más beneficiados los países competidores.

Las elasticidades-precio propias, muestran que para el caso brasileiro, Argentina tiene una elasticidad-precio significativamente mayor a la de Uruguay, mostrando con ello una desventaja relativa en términos de competitividad. Pero por otro lado, los quesos argentinos tienen menor elasticidad-precio propio respecto a los uruguayos, lo que estaría revelando un mayor potencial competitivo de los quesos de Argentina. Sin embargo, al comparar con los otros exportadores, los quesos argentinos son más elásticos a su propio precio. Por otra parte, para el caso de Chile, al igual que en Brasil, la demanda de leche en polvo es más elástica cuando es de Argentina que cuando proviene de otros países competidores. También, coincidiendo con lo revelado en Brasil, en Chile se observa una menor elasticidad-precio propio de los quesos de Argentina respecto a sus competidores, con la excepción de aquellos provenientes de la Unión Europea, los que tienen una elasticidad-precio levemente inferior a la revelada en los quesos argentinos. Por

ende, en términos de la sensibilidad que tiene la demanda respecto a cambios en los precios, en estos mercados sudamericanos los quesos Argentinos parecen tener un mayor potencial competitivo que la LPE, a pesar de la alta participación que tiene esta última en dichos mercados. Las elasticidades cruzadas muestran para el mercado brasilero un nivel alto de competencia entre los quesos argentinos y uruguayos, como entre la LPE argentina y la LPD uruguaya, siendo asimétricas las respuestas de sustitución. Para los quesos, se tiene que la mozzarella y los semiduros argentinos compiten sólo con los quesos uruguayos (tanto mozzarella y semiduros como duros), mientras que Uruguay compite no sólo con Argentina sino con el resto de los países exportadores. A su vez, la demanda de quesos duros argentinos muestra ser prácticamente inelástica a los precios de sus competidores. Por otro lado, para Chile las elasticidades cruzadas revelan un moderado grado de sustitución entre la leche en polvo argentina y la de sus competidores. Para los quesos, las elasticidades-cruzadas sugieren que Argentina compite con los de la Unión Europea, como así también con los quesos provenientes de otros destinos (“otros”). Sin embargo, la demanda por quesos norteamericanos es prácticamente insensible a los cambios en los precios de sus competidores. A su vez, entre los quesos, los efectos cruzados más relevantes se dan entre los quesos semiduros de Argentina respecto al resto de sus competidores, existiendo a su vez elasticidades-cruzadas positivas entre los diferentes tipos de quesos para un mismo origen.

Capítulo 5

Conclusiones Generales

La presente tesis doctoral tuvo como objetivo general conocer las elasticidades de la demanda externa de los principales productos lácteos exportados por Argentina, proponiéndose para ello diferentes modelos microeconómicos para la estimación de funciones de demanda, y de sus respectivas elasticidades.

En primer lugar, mediante el enfoque de *medidas de desempeño* y de un análisis de transmisión de precios, en el capítulo 1 se mostró la importancia que tiene el sector externo para la competitividad general del complejo lácteo argentino en concordancia con la hipótesis general (A) planteada en la Introducción. Específicamente, se pudo comprobar que el crecimiento del sector exportador se expresa en la mayor participación que tiene la oferta exportable dentro del total de litros de leche industrializados, como en una mayor contribución que realiza sobre la balanza comercial del país en su conjunto. Aún considerando sectores con un fuerte y creciente posicionamiento competitivo, como ser el sector de aceites y oleaginosas, los lácteos han revelado un incremento de su importancia relativa en el comercio exterior.

En términos más específicos, las medidas de desempeño mostraron que los principales productos lácteos exportables, como la leche en polvo entera y los quesos, han revelando ventajas competitivas y crecientes durante el período 2000-2013. Sin embargo existió una abrupta caída en términos de competitividad en el período 2007-2008, caracterizado por una fuerte política de retenciones, precios de corte y demoras en las autorizaciones para exportar. Para otros productos exportables con menor participación en la oferta total, como la leche en polvo descremada y la manteca, se revelan ventajas competitivas para el primero, aunque decrecientes, y desventajas competitivas para el segundo. Por ende, la mayor parte de la tesis está enfocada en el estudio de la demanda de LPE y quesos, incorporando la LPD en el capítulo 4.

Los resultados del análisis de cointegración de precios corroboraron la existencia de una transmisión significativa de la variaciones en los precios de las

exportaciones lácteas sobre los precios recibidos por los productores primarios de leche cruda, ambos medidos en dólares por litro equivalente. Más aún, se encuentra que dicha transmisión es asimétrica, siendo más beneficiosa para el productor primario cuando los precios internacionales aumentan, ya que los incrementos de precios son traspasados a los productores de forma más rápida que las bajas de los mismos.

Ya verificada la relevancia de la demanda externa para la competitividad de la cadena láctea argentina, los siguientes tres capítulos (2, 3 y 4) estuvieron dedicados a la especificación y estimación de las demandas externas, bajo diferentes enfoques teóricos y metodológicos. La elección de los mismos estuvo basada en las necesidades y/o preguntas que se desean responder en términos del conocimiento específico práctico o académico, como en la disponibilidad de datos para obtener mediciones confiables en torno a parámetros comportamentales de los principales compradores mundiales de lácteos. Los tres capítulos, si bien presentaron marcos teóricos diferentes, en todos se asumió la hipótesis de Armington (1969), según la cual los países demandantes perciben un mismo producto como diferenciado según el país de origen de la importación.

En términos generales, los resultados de estos tres capítulos permitieron corroborar la hipótesis (B); esto es, que las demandas internacionales de productos lácteos son sensibles a cambios en los precios relativos de las importaciones, respondiendo de forma inversa ante sus variaciones. Sin embargo, para algunos casos, se pudo ver que son más relevante cuestiones relacionadas con acuerdos comerciales o de cercanía entre países, que los precios pagados por los lácteos importados que se demandan.

Puntualmente, en el capítulo 2, se propuso un modelo parsimonioso para la estimación de la demanda en mercados que son muy importantes para Argentina, y donde la disponibilidad de datos de comercio, mensuales o cuatrimestrales, resulta más dificultosa. Respondiendo a tal problemática, se presentó una especificación para datos de panel en base al enfoque tradicional de Armington, asumiendo preferencias con elasticidad de sustitución constante (CES). Para su aplicación empírica, dicho modelo hace uso de series anuales disponibles en bases internacionales de fácil acceso, aprovechando la información del panel conformado por todos los orígenes del país importador estudiado. De aquí se obtuvieron las elasticidades de sustitución y precio (i.e. las denominadas elasticidades de Armington) para las demandas de LPE de Argelia, Senegal y Venezuela, y de quesos para Rusia y México. Mediante la aplicación de diferentes métodos de estimación para datos de panel, se pudieron detectar importantes diferencias en el valor de los parámetros estimados. Incluso, en algunos casos, el cambio en la interpretación económica puede ser radical, por lo que en este caso la hipótesis general (J)

sería rechazada. Por ello, se aplicaron diferentes pruebas de especificación para poder seleccionar un modelo (entre varios alternativos) para el cómputo de las elasticidades de Armington.

En estos primeros modelos, además del precio relativo, se incorporaron variables adicionales (en el efecto-específico) como el idioma, acuerdos comerciales, países y bloque específicos, o situaciones coyunturales, las que mostraron ser muy importantes para explicar la participación en el mercado de importaciones lácteas. En general, se obtuvo el signo esperado para el idioma y para los bloques comerciales (positivo), corroborando así las hipótesis generales (F) y (H). Para determinadas situaciones coyunturales, como la denominada “Guerra del Queso” entre Rusia y Ucrania, se obtuvieron coeficientes significativos y con el signo esperado. Por otro lado, el coeficiente asociado a Oceanía como exportador, en general mostró ser positivo y significativo, lo que resulta esperable por el posicionamiento competitivo que tiene (principalmente Nueva Zelanda) en el mercado mundial.

Las elasticidades de Armington estimadas en el capítulo 2, mostraron que los mercados importadores de LPE (Argelia, Senegal y Venezuela) tienen demandas más inelásticas, con baja tasa de sustitución ante variaciones en los precios relativos. Argelia reveló mayores elasticidades, mientras que para Senegal, y principalmente para Venezuela, se obtuvieron elasticidades prácticamente nulas, revelando así una presión competitiva menor para los países vendedores ya establecidos. Por el contrario, en los mercados importadores de quesos (Rusia y México), se estimaron demandas elásticas; principalmente en Rusia, donde la elasticidad de sustitución y la elasticidad-precio son significativamente mayores a uno. En cambio México aparenta tener una elasticidad unitaria, por lo que variaciones en los precios y en las cantidades demandadas son proporcionales. Esto prueba en parte, la hipótesis general (E), puesto que los mercados que poseen una oferta más diversificada con un mayor número de exportadores, revelaron mayores elasticidades-precio propias, y por ende, una presión competitiva superior.

Para juntar esta característica de la estructura del mercado (concentración de vendedores) con el comportamiento de la demanda, se construyó un indicador para evaluar el margen competitivo (o contrariamente, la presión competitiva) para los exportadores de dichos orígenes, haciendo uso de las elasticidades de Armington y del índice de concentración de Hirschman-Herfindahl. Para los mercados de LPE, se encontró que la mayor puja o presión competitiva se da en Argelia, seguido de cerca por Senegal, mientras que en Venezuela dicho indicador mostró una presión mucho menor para los exportadores establecidos. Para los quesos, tal indicador reveló una tendencia creciente para México y decreciente para Rusia. Es decir, que en Rusia, al existir menor concentración y una mayor

elasticidad-precio, la presión competitiva de los exportadores es mayor, mientras que en México la tendencia es contraria, con una concentración creciente de la participación de Estados Unidos en el mismo y una menor elasticidad precio.

Por otro lado, en el capítulo 3 de la tesis se presentó un modelo microeconómico para estudiar exclusivamente la demanda mundial de lácteos argentinos, considerando el efecto de la competidores vía precios. Específicamente, se propuso un modelo en que cada país importador demanda LPE y quesos argentinos en función del precio relativo (de Argentina *versus* sus competidores) y de algunas variables gravitacionales. En este caso, al igual que en el capítulo 2, se asumió que los países importadores tienen preferencias CES. Adicionalmente de la versión homotética tradicional, se especificó una alternativa no homotética de la misma. Con esto, la funciones de demanda de LPE y de quesos argentinos quedaron especificadas para que en sus versiones empíricas sean implementadas utilizando datos de panel con periodicidad anual con el fin cubrir un mayor número de importadores mundiales, al tener mayor accesibilidad en datos de comercio.

Para la estimación de las demanda se utilizaron dos estimadores de efectos fijos (EF y EFF) y el de efectos aleatorios (EA), asumiendo errores con una estructura de auto-correlación de primer orden. En este caso se observaron mayores coincidencias en los parámetros estimados, lo que juega a favor de la hipótesis (J) planteada en la introducción. Los resultados de las estimaciones mostraron ajustes aceptables para los modelos de demanda propuestos, y en general todas las variables incluidas fueron estadísticamente significativas. La excepción se dio en la variable correspondiente al gasto total en importaciones para la demanda de quesos, mostrando con ello evidencia a favor de una especificación homotética para dicha demanda. Para la demanda de LPE, el estimador de efectos fijos mostró un coeficiente negativo y significativo para el gasto total, categorizando así a la LPE argentina, como un bien necesario-inferior para la demanda mundial. Estos resultados corroborarían la hipótesis (H) en torno a la elasticidad-gasto de productos más diferenciados (i.e. que la elasticidad-gasto es mayor en productos más diferenciados como los quesos respecto a productos más homogéneos como la leche en polvo). De todos modos, en ambos casos, el supuesto de homoteticidad pareció funcionar acorde con los resultados empíricos hallados.

En torno a las variables gravitacionales de los importadores mundiales de Argentina, se encontró que para la distancia, los coeficientes tienen el signo esperado, es decir que en países más cercanos, la participación de Argentina en los mercados de LPE y quesos importados es mayor. Con esto se corroboraría la hipótesis general (G). Por otra parte, también se verificó que el hecho de que el importador sea socio del Mercosur tiene un impacto positivo y significativo en la participación de Argentina en las importaciones de un comprador mundial, lo

que es consistente con la hipótesis (H).

El idioma en común, que según la hipótesis (F) favorece la demanda láctea, mostró un signo contrario al esperado para la demanda mundial de LPE argentina. Esto se justificó en base a la distribución de las ventas de LPE entre compradores. Específicamente, debido a que los países de habla hispana con los que Argentina comercia LPE son en general países limítrofes o muy cercanos de Sudamérica, algunos de ellos socios del Mercosur como Paraguay o Venezuela. Por ello, al incorporar la distancia como variable, ésta ya capta el favoritismo potencial por la cercanía entre los mismos. A su vez, entre los países cercanos a Argentina y que poseen otro idioma se encuentra Brasil, quien constituye uno de los principales países compradores de lácteos argentinos. Esto se refuerza más aún si consideramos que fuera de Sudamérica sólo se encuentran República Dominicana y México como compradores de habla hispana, donde Argentina tiene una participación media muy pequeña en comparación con la que tiene en otros países compradores que no pertenecen a Sudamérica y poseen otro idioma. De esta manera, el signo negativo del idioma en común quedó totalmente justificado. Por el contrario, para la demanda de quesos, el idioma en común reveló el signo esperado. Por lo tanto, la hipótesis (F) también se corrobora con estos modelos de demanda específica para lácteos argentinos.

De estos modelos del capítulo 3, se encontró que en los mercados de LPE la tasa de sustitución ante cambios en los precios relativos es muy baja, y por ello, la demanda mundial ante cambios en los precios de la LPE argentina mostró ser inelástica. Por el contrario, para el mercado internacional de quesos importados se encontró que existe un elevado grado de sustitución ante cambios en los precios relativos, revelándose una demanda mundial bastante elástica, con una elasticidad-precio propia superior a 2.

También se calcularon las elasticidades-precio para cada país de destino en base a este modelo uni-ecuacional de la demanda mundial láctea de productos argentinos. De estas elasticidades se encontró que en países donde Argentina tiene mayor participación, como ser en los países sudamericanos como Brasil, Chile y Paraguay, la demanda es más sensible para el caso de la LPE y más insensible para los quesos. Por el contrario, en mercados grandes, alejados y con presencia de una mayor oferta de exportadores, como Estados Unidos, México, Canadá, Japón y Rusia, la elasticidad-precio de la demanda de quesos argentinos llega a ser casi igual a 3 en valor absoluto. En cambio, en mercados de LPE donde Argentina tiene baja participación, la demanda es más inelástica pero manteniéndose apenas por debajo del promedio. Por lo tanto, en este caso, la hipótesis general (D) sólo se corroboraría para la demanda mundial de quesos, no así para la LPE.

En este capítulo también se construyó un indicador de competitividad en base

al cociente entre la participación de mercado de Argentina y el valor absoluto de la elasticidad-precio estimada. Con éste se revela un alto desempeño competitivo de Argentina en los países sudamericanos. Para los mercados africanos de LPE, se aprecia un posicionamiento competitivo medio en comparación con otros destinos como Arabia Saudita, Omán, China y el sudeste asiático, en los que aparece un menor posicionamiento competitivo. Para los quesos, más allá de los destinos sudamericanos, en el resto de los mercados el indicador propuesto es cercano a cero, lo que es explicado por la baja participación que tiene Argentina en los mismos, más la elevada elasticidad-precio propio de la demanda. Por lo tanto, los valores revelados para este indicador son consistentes con la hipótesis general (C).

De la asociación entre la elasticidad-precio y las características gravitacionales de los países compradores se encontró una relación totalmente opuesta entre la LPE y los quesos. Por un lado, se obtuvo que la elasticidad de la demanda de LPE decrece con el mayor PIB de las economías importadoras, mientras que la demanda de quesos es más elástica en aquellas economías y años en los que el PIB es mayor. Por otra parte, para economías más pobladas se encontró que la demanda de LPE es más elástica, y la de quesos más inelástica. A su vez, el mayor desarrollo económico (medido vía PIB per cápita) está asociado a una demanda más elástica de la LPE argentina, lo que fue explicado por el mayor número de competidores internacionales que suelen tener las economías más desarrolladas. Sin embargo, para la elasticidad de la demanda de quesos, el nivel del PIB per cápita no mostró ser relevante.

Al comparar con las estimaciones de las elasticidades-precio generales para mercados particulares del capítulo 2, se encuentra una gran consistencia de los resultados.

Por último, el capítulo 4 de la tesis abordó el problema de estimación de sistemas de demanda para Brasil y Chile utilizando datos con mayor periodicidad (mensual) y desagregación en productos. Aquí se propusieron dos sistemas para ambos países, siempre enfocados en la participación de Argentina *versus* sus competidores, considerando preferencias PIGLOG de los demandantes, y con ello, enmarcado dentro del enfoque de Sistemas Casi Ideales de Demanda. Un primer sistema consideró partidas lácteas agregadas, como la leche en polvo y quesos, mientras que el otro modeló la demanda de quesos específicos, es decir para la mozzarella, los quesos de pasta semidura y quesos de pasta dura. Utilizando datos de Aduana, se estimaron los parámetros de la demanda, y con ellos, las elasticidades gasto y precio compensadas y no compensadas (propias y cruzadas). Para la estimación se aplicó el método SUR, pero adaptado para series temporales ante la potencial presencia de auto-correlación de los errores en las ecuaciones del

sistema, e incorporando variables de estacionalidad y tendencia.

En base a los valores de las elasticidades-gasto estimadas, se encontró que para el mercado brasileiro un mayor gasto en importaciones lácteas se reparte de forma tal que se produce un aumento más que proporcional en la cantidad demandada de leche en polvo uruguaya y de quesos argentinos, mientras que para la leche en polvo argentina y los quesos de sus competidores, la cantidad demandada aumenta en una proporción menor. En Chile se reveló lo contrario, donde con un aumento en el gasto lácteo total, la leche en polvo aumentaría en una mayor proporción, mientras que la de quesos se incrementaría en una proporción menor. Por lo tanto, en términos generales, la hipótesis (K) parece rechazarse, principalmente en Chile, donde, independientemente del origen, los quesos importados revelan ser un bien “necesario”, mientras que la leche en polvo importada sería de “lujo”, de acuerdo a la forma convencional de interpretar las elasticidades-gasto en economía del consumidor.

Los resultados para el sistema de demanda por tipos de quesos mostraron que cuando Brasil incrementa su gasto total en quesos importados, la mozzarella y los quesos semiduros de Argentina son los que salen ganando, al llevarse una mayor proporción de tal incremento. Para Chile se observó que tanto los quesos semiduros de Argentina como los de sus competidores son lo que se llevan la mayor proporción cuando el gasto total de quesos importados se incrementa.

Por otro lado, las elasticidades-precio propias mostraron que para la demanda brasileira, Argentina posee una elasticidad-precio bastante mayor a la de Uruguay. Esto significa que Argentina tiene una desventaja relativa en términos de competitividad. Por el contrario, los quesos argentinos mostraron tener una menor elasticidad-precio propio respecto a los uruguayos. Por ende, en este caso se estaría revelando un mayor potencial competitivo de los quesos argentinos. Para la demanda de Chile se observó un comportamiento coincidente con Brasil en términos de la elasticidad-precio propia de Argentina y sus competidores. Específicamente, los resultados mostraron que la demanda de leche en polvo es más elástica cuando proviene de Argentina. También se reveló una menor elasticidad-precio propio de los quesos argentinos respecto a sus competidores, con la excepción de aquéllos provenientes de la Unión Europea, aunque la diferencia entre ambos es muy pequeña.

Las elasticidades cruzadas obtenidas de los sistemas de demanda, revelaron para el mercado brasileiro un nivel alto de competencia entre los quesos argentinos y uruguayos, como entre la LPE argentina y la LPD uruguaya, siendo asimétricas las respuestas de sustitución. Para los quesos, se encontró que la mozzarella y los semiduros argentinos compiten sólo con los quesos uruguayos (tanto mozzarella y semiduros como duros), mientras que Uruguay compite no sólo con Argentina

sino también con el resto de los países exportadores. A su vez, la demanda de quesos duros argentinos mostró ser prácticamente inelástica a los precios de sus competidores.

Para Chile las elasticidades cruzadas (*hicksianas*) revelaron un moderado grado de sustitución entre la leche en polvo argentina y la de sus competidores. Para los quesos, los resultados indicaron que Argentina debe competir con los de la Unión Europea y con el resto de los exportadores (agrupados en “otros”), mientras que la demanda por quesos norteamericanos es prácticamente insensible a los cambios en los precios de sus competidores. A su vez, entre los quesos, los efectos cruzados más relevantes se dan entre los quesos semiduros de Argentina respecto al resto de sus competidores, existiendo a su vez competencia entre los diferentes tipos de quesos para un mismo origen.

Existe un abanico importante de posibles extensiones de la presente tesis para futuras investigaciones. En primer lugar, dado que existen otros destinos de interés para las exportaciones lácteas argentinas, la primera extensión del capítulo 2 sería la aplicación del modelo a tales países importadores, para comparar luego las elasticidades obtenidas. Otra posible extensión del capítulo 2, es utilizar alternativas de preferencias más flexibles como la “translog” que podrían adaptarse a este contexto y así comparar con los resultados obtenidos asumiendo utilidades CES. En base al modelo presentado en el capítulo 3, futuras investigaciones podrían volcarse a la aplicación de este modelo a otros productos lácteos como manteca, leche en polvo descremada, lacto-suero o dulce de leche, que a pesar de tener una menor participación en las exportaciones lácteas totales, no dejan de ser relevantes para la industria, y principalmente para aquellas firmas volcadas al comercio de tales bienes. A su vez, sería conveniente aplicar este modelo por partidas más desagregadas de quesos, dadas las diferencias en términos de oferta y demanda que se tiene para cada tipo de queso. Para el capítulo 4, las posibles extensiones son hacia los productos lácteos adicionales, y países donde sea factible obtener datos de aduana con periodicidad menor a la anual. Otras extensiones más metodológicas aplicables a todos los modelos presentados en la tesis, es la especificación dinámica de los mismos utilizando datos de panel y modelos de series de tiempo, cuando las características de los datos lo permitan.

Bibliografía

- [1] ABUGAMEA, G. H. (2008). Palestinian Import - Export Trade Modeling for the period 1968-1998, An Application of Seemingly Unrelated Regression Equations. *Studies of Business and Economics*, **14** (2), 51-64.
- [2] AGOSTINO, M. R., AILLO, F. AND P. CARDAMONE (2007). Analyzing the Impact of Trade Preferences in Gravity Models. Does Aggregation Matter? TRADEAG Working Paper 07/4, TRADEAG - Agricultural Trade Agreements.
- [3] AGRICULTURE CANADA (1991). *Task Force on Competitiveness in the Agri-Food Industry* Growing Together: Report to Ministers of Agriculture, Agriculture Canada, Ottawa.
- [4] ANDAYANI S. R. AND D. S. TILLEY (1997). Demand and Competition Among Supply Sources: The Indonesian Fruit Import Market. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 29, 279-289.
- [5] ANDERSON, M. (1979). A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *American Economic Review* , **69**(1), 106-116.
- [6] ANDERSON, M. AND E. VAN WINCOOP (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review* , **93**(1), 170-192.
- [7] ARELLANO, M. (1987). Computing Robust Standard Errors for Within-Group Estimators. *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, **49**, 431-434.
- [8] ARMAH JR., B.K. AND J. EPPERSON (1997). Export Demand for U.S: Orange Juice: Impacts of U.S. Export Promotion Programs. *Agribusiness*, **13**(1),1-10.
- [9] ARMINGTON, P.S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff papers*, **16**(1),159-177.
- [10] ASCHE, F. AND D. ZHANG (2013) Testing Structural Changes in the U.S. Whitefish Import Market: An Inverse Demand System Approach *Agricultural and Resource Economics Review* **42**(3), 453—470.

- [11] BAHAMANI-OSKOOEE, M. AND Y. WANG (2007). Impact of Exchange Rate Volatility on Commodity Trade between U.S. and China.. *Economic Issues*, **12**(2), 31–52.
- [12] BALAGTAS J. V., COULIBALY J. AND I. DIARRA (2006). Import Demand for Dairy Products in Cote d'Ivoire. American Agricultural Economic Association Annual Meeting, Long Beach, California, July 23-26.
- [13] BALASSA, B. (1965). Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, **32**(2), 99-123.
- [14] BALDWIN, R. AND D. TAGLIONI (2006). Gravity for Dummies and Dummies for Gravity Equations. NBER Working Papers 12516, National Bureau of Economic Research, Inc.
- [15] BALTAGI, B.H. AND P.X. WU (1999). Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbances. *Econometric Theory*, **15**, 814–823.
- [16] BALTAGI, B.H. (2013). *Econometric Analysis of Panel Data*. 5th ed. Chichester, UK: Wiley.
- [17] BARNETT W. A. AND A. SERLETIS (2008). Consumer Preferences and Demand Systems. *Journal of Econometrics* 147, 210-224.
- [18] BARR, K.J., BABCOCK, B.A., CARRIQUIRY, M., NASSAR A.M. AND L. HARFUCH (2011). Agricultural Land Elasticities in the United States and Brazil. *Applied Economic Perspectives and Policy*, **33**(3), 449-462.
- [19] BARTEN, A.P. (1969). Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. *European Economic Review*, **1**, 7-63.
- [20] BARTEN, A.P. AND E. GEYSKENS (1975). The Negacity Condition in Consumer Demand. *European Economic Review*, **6**, 227-260.
- [21] BEN KAABIA, M. AND J. M. GIL (2007). The EU Demand for Imports of Virgin Olive Oil: a Threshold Almost Ideal Demand System Approach. *103rd EAAE Seminar Adding Value to the Agro-Food Supply Chain in the Future Euromediterranean Space'*, April 23-25, 2007, Barcelona, Spain.
- [22] BERMAN, N. BERTHOU, A. AND J. HÉRICOURT (2011). Export Dynamics and Sales at Home. IHEID Working Papers 14-2011, Economics Section, The Graduate Institute of International Studies.

- [23] BERNDT Y SAVIN (1975). Estimation and Hypothesis Testing in Singular System with Aoutoregressive Disturbances. *Econometrica*, **43**, 937-957.
- [24] BHARGAVA, A., L. FRANZINI, AND W. NARENDRANATHAN (1982). Serial Correlation and the Fixed Effects Model. *Review of Economic Studies*, **49**, 533—549
- [25] (2014).BOBKOVÁ B. On Estimation of Gravity Equation: A Cluster Analysis. IES Working Paper 37/2014. IES FSV. Charles University.
- [26] BREUSCH, WARD, M.T., NGUYEN, H.T.M AND T. KOMPAS (2011). On the Fixed-Effects Vector Decomposition. *Political Analysis*, **19**, 123–134.
- [27] CAMERON, A.C. AND P.K. TRIVEDI (2005). *Microeconometrics. Methods and Application*, New York: Cambridge University Press.
- [28] CAREW R., FLORKOWSKI W.J. AND S. HE (2004). Demand for Domestic and Imported Table Wine in Britsh Columbia: A Source-Diffrentiated Almost Ideal Demand System. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, **52**, 183-199.
- [29] CORONEL, M.N. Y R. GARCÍA ARANCIBIA (2011). Tipo de Cambio Real en las Exportaciones de Quesos Argentinos. *Anales de la XLVI Reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Noviembre, 2011, Córdoba, Argentina.
- [30] CORONEL, M.N., GARCÍA ARANCIBIA, R. Y J. VICENTÍN (2014). Tipo de Cambio Real sobre la Oferta de Productos Lácteos Argentinos. *Revista Científica Visión de Futuro*, **18**(1), 193–212.
- [31] CHAN, K. (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. *The Annals of Statistics*, textbf21, 520-533.
- [32] DE BENEDICTIS, L. AND M. TAMBERI (2002). A Note of the Balssa Index of Revealed Comparative Advantage. Working Papers No. 158, Dipartimento di Economia, Universita' Politecnica delle Marche (I).
- [33] DEATON, A. AND J. MUELLBAUER (1980). An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, **70**(3), 312–326.
- [34] DEPETRIS GUIGUET, E., GARCÍA ARANCIBIA, R. Y G. ROSSINI (2008). Variantes de Indicadores de Desempeño de la Exportaciones de Leche en Polvo en los Países del Mercosur. *Ciencias Económicas*, **6**(1), 17-28.

- [35] DEPETRIS GUIGUET, E., ROSSINI, G. Y R. GARCÍA ARANCIBIA (2009a). *Competitividad del Mercosur Lácteo. Evolución en la Década Posterior a su Implementación*. Santa Fe: Editorial de la Universidad Nacional del Litoral.
- [36] DEPETRIS GUIGUET, E., GARCÍA ARANCIBIA, R. Y G. ROSSINI (2009b). Desempeño Competitivo de Argentina y Uruguay en Leche en Polvo desde su Integración en el Mercosur. *Problemas de Desarrollo, Revista Latinoamericana de Economía*, **40**(157), 163-187.
- [37] DEPETRIS GUIGUET, E., GARCÍA ARANCIBIA, R. Y G. ROSSINI (2010). Consistencia de Indicadores de Especialización en el Comercio Internacional. Aplicación al caso de Mantequilla de Argentina y Uruguay. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, **9**, 85-105.
- [38] DEPETRIS GUIGUET, E., ROSSINI, G., GARCÍA ARANCIBIA, R. Y J. VICENTIN (2011). *Competitividad del Complejo Lácteo Santafesino*. (e-book), Santa Fe: FCE-Universidad Nacional del Litoral.
- [39] DEPETRIS GUIGUET, E., GARCÍA ARANCIBIA, R. Y G. ROSSINI (2012). Competitividad de las Exportaciones Argentinas de Quesos desde la implementación del Mercosur. *Revista Argentina de Lactología*, **27**, 9-21.
- [40] DEPETRIS GUIGUET E., GARCÍA ARANCIBIA R. Y M. CORONEL. (2013). Impacto del Mercado Doméstico sobre la Oferta Exportadora de Lácteos de Santa Fe. *Ciencias Agronómicas*, **21**(13), 27-32.
- [41] DRISCOLL, J., AND A.C. KRAAY (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Data. *Review of Economics and Statistics*, **80**, 549-560.
- [42] DRUKKER, D.M. (2003). Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models. *The Stata Journal*, **3**(2), 168-177.
- [43] EALES, J., AND L. UNNEVEHR (1991). The Inverse Almost Ideal Demand System. Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago, IL.
- [44] ENDERS, W. AND C. GRANGER (1998). Unit root Tests and Asymmetric Adjustment with An Example using the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, **16**, 304-312.
- [45] ENGLE, R.F. AND C. GRANGER (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* **55**, 251-76.

- [46] ESTEVES, P. S. AND A. RUA (2013). Is There a Role for Domestic Demand Pressure on Export Performance? Working Papers 03-2013, Banco de Portugal.
- [47] FABIOSA J. AND Y. UKHOVA (2000). New Aggregate and Source Specific Pork Import Demand Elasticity for Japan: Implications to U.S. Exports. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Tampa, Florida, July 30- August 2.
- [48] FELEKE, S. AND H. LIU (2005). Aggregate Demand for Imported Whole Milk in Spain: Implications for the European Union. *Journal of Food Distribution Research*, **36**(2), 20-27.
- [49] FERTÖ, I. AND L. HUBBARD (2001). Competitiveness and Comparative Advantage in Hungarian Agriculture. Műhelytanulmányok Discussion Papers New Series 2001/2.
- [50] FIDRMUC, J. (2009). Foreign Languages and Trade. Working Paper No. 09-14, Economics and Finance Working Paper Series, Brunel University, West London.
- [51] GARCÍA ARANCIBIA R., ROSSINI G. Y DEPETRIS GUIGUET E. (2009). Incorporación de Decisiones Binarias Cruzadas en la Elección del Consumo de Lácteos en un Modelo LA/AIDS. II Congreso de Matemática Aplicada, Computacional e Industrial, SIAM, Rosario, Argentina.
- [52] GARCÍA ARANCIBIA, R., DEPETRIS GUIGUET, E., VICENTÍN, J. Y G. ROSSINI (2013). Factores Determinantes de la Oferta Exportadora Láctea Santafesina. *SaberES*, **5**, 71–85.
- [53] GIL, J.M., DHEHIBI, B., BEN KAABIA, M. AND A.M. ANGULO (2004). Non-stationarity and the Import Demand for Virgin Olive Oil in the European Union. *Applied Economics*, **36**, 1859–1869.
- [54] GOHIN, A. AND F. FÉMÉNIA (2009). Estimating Price Elasticities of Food Trade Functions: How Relevant is the CES-based Gravity Approach? *Journal of Agricultural Economics*, **60**(2), 253–272.
- [55] GREEN, W. (2011). Fixed Effects Vector Decomposition: A Magical Solution to the Problem of Time-Invariant Variables in Fixed Effects Models? *Political Analysis*, **19**, 135–146.

- [56] HARRI, A., BRORSEN, W., MUHAMMAD, A. AND J. D. ANDERSON (2010). Estimating a Demand System with Seasonally Differenced Data. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, **42**(2), 321–335.
- [57] HANRAHAN, K.F., WESTHOFF, P.C. AND R.E. YOUNG (2001). Trade Allocation Modeling: Comparing the Results from Armington and Locally Regular AI Demand System Specifications of a UK Beef Import Demand Allocation Model. Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association, August 5-8, Chicago.
- [58] HEIN, D. AND R. WESSELLS (1990). Demand System Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach, *Journal of Business and Economic Statistics*, **80**, 365–371.
- [59] HIRSCHBERG, J.G., LYE, J.N. AND SLOTTJE, D.J. (2008). Inferential Methods for Elasticity Estimates, *Journal of Econometrics*, **147**(2), 299–315.
- [60] HOECHLE, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regression with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, **7**(3), 281–312.
- [61] HOLT, M.T. (1998). Autocorrelation Specification in Singular Equation System: A further Look. *Economics Letters*, **58**, 135–141.
- [62] HOLT, M.T. AND B.K. GOODWIN (2009). The Almost Ideal and Translog Demand System. In Daniel J. Slottje (Eds), *Contributions to Economic Analysis, Quantifying Consumer Preferences*, Vol. 288 (pp. 37-59), Bingley, UK: Emerald.
- [63] HOUTHAKKER, H.S. AND S.P. MAGEE (1969). Income and Price Elasticities in World Trade. *Review of Economics and Statistics*, **51**, 111–125.
- [64] HUCHET-BOURDON, M AND E. PISHBAHAR (2009). Armington Elasticities and Tariff Regime: An Application to European Union Rice Imports. *Journal of Agricultural Economics*, **60**(3), 586–603.
- [65] ISHIDA, K. AND J.E. MALAGA (2015). Why has US sorghum lost the market share in the Japanese market? Annual Meeting of Southern Agricultural Economics Association, January 31-February 3, 2015, Atlanta, Georgia.
- [66] ITO, S., CHEN, D.T. AND PETERSON, W. F. (1990). Modeling International Trade Flows and Market Shares for Agricultural Commodities: A Modified Armington Procedure for Rice. *Agricultural Economics*, **4**, 315–333.

- [67] KANG, K. (2012). Is the “Houthakker-Magee” Finding Durable? Evidence from Disaggregated Trade Flows between China and Korea. *Annals of Economics and Finance*, **12**(2), 299–316.
- [68] KLONARIS, S. (2014). Demand for Imported Meat in Greece: A Source-Differentiated Almost Ideal Demand System Approach. AUA Working Paper Series No. 2014-6, Agricultural University of Athens.
- [69] KRISTJÁNSDÓTTIR, H. (2005). A Gravity Model for Exports from Iceland. CAM Working Papers 2005-14, University of Copenhagen. Department of Economics. Centre for Applied Microeconometrics.
- [70] LAITINEN, K. (1979). Why is Demand Homogeneity So Often Rejected?. *Economics Letters*, **1**(3), 187-191.
- [71] LAURSEN K. (1998). Revealed Comparative Advantage and the Alternatives as Measures of International Specialization. DRUID Working Paper 98-30.
- [72] LEE Y. , KENNEDY P.L. AND B. HILBUN (2008). Import Demand System Analysis of the South Korean Wine Market with Source Differentiated AIDS Model. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando, FL, July 27-29.
- [73] SANG HYEON LEE, S.H., HAN, D.B. AND R. M. NAYGA JR.CD (2014). Cultural Inflow Effects on Japanese Import Demand for Consumer Products: Importance of Halo Effects. *Journal of the Asia Pacific Economy*, **19**(3), 506-521.
- [74] LEMA, D., GALETTO, A. Y V. LOYATO (2005). Estimación de la Elasticidad de la Demanda de Quesos por Segmentos y Niveles de Marcas mediante la Utilización de Datos de Scanner. Documento de Trabajo No. 33, IES-INTA.
- [75] LIANG, K.Y. AND S. L. ZEGER (1986). Longitudinal Data Analysis using Generalized Linear Models. *Biometrika*, **73**, 13–22.
- [76] MEISNER, J.F. (1979). The Sad Fate of the Asymptotic Slutsky Symmetry Testing for Large Systems. *Economics Letters*, **2**(3), 231-233.
- [77] MCLAREN K. AND X. ZHAO (2009). The Econometric Specification of Input Demand System Implied by Cost Function Representations. Department of Econometrics and Business Statistics, Working Paper N° 3/09, Monash University, Clayton, Australia.

- [78] MEKONNEN, D. K. AND E.G. FONSAH.(2011) Demand Estimation for US Apple Juice Imports: A Restricted Source Differentiated AIDS Model. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Corpus Christi, TX, February 5-8, 2011
- [79] MOSCHINI, G. (1995). Units of Measurement and The Stone Price Index in Demand System Estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, **77**, 63-68.
- [80] MUHAMMAD, A., JONES K. G. AND W. HAHN (2004). US Demand for Imported Lamb by Country: A two-stage Differential Production Approach. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Tulsa, Oklahoma, February 14-18.
- [81] MUHAMMAD, A., K. JONES, AND W.F. HAHN (2007). The Impact of Domestic and Import Prices on U.S. Lamb Imports: A Production System Approach. *Agricultural and Resource Economics Review* **36**, 293–303.
- [82] MUHAMMAD, A. (2008). Allowing for Group Effects When Estimating Import Demand for Source and Product Differentiated Goods. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando, FL, July 27-29.
- [83] NAHUELHUAL, M.(2005). Demanda por Importaciones de Uva de Mesa Chilena en el Mercado de Estados Unidos. *Agricultura Técnica*, **65**(1), 79-89.
- [84] NZAKU, K. AND J. HUSTON (2009). Dynamic Estimation of U.S. Demand for Fresh Vegetable Imports. Agricultural and Applied Economics Association (AAEA & ACCI) Annual Meeting, July 26-29. Milwaukee, Wisconsin.
- [85] NZAKU, K., HOUSTON, J.E. AND E.G. FONSAH (2012). A Dynamic Application of the AIDS Model to Import Demand for Tropical Fresh Fruits in the USA. 2012 Conference, August 18-24, 2012, Foz do Iguaçu, Brazil 126721, International Association of Agricultural Economists.
- [86] NIVIEVSKYI, O. (2012). Dairy Trade Dispute between Ukraine, Russia, and Belarus: The Beginning of a New Trade war? *German-Ukrainian Agricultural Policy Dialogue*, **2**,1-3.
- [87] ONUNKWO,I.M. AND J.E. EPPERSON (2000). Export Demand for U.S. Walnuts: Impacts of U.S. Export Promotion Programas. *Journal of Food Distribution Research*, **31**(3), 21–27.

- [88] PENTA-TRANSACTION (2014). *Estadísticas de Comercio Internacional*. <http://www.v4.penta-transaction.com/>.
- [89] PESARAN, M.H. AND Q. ZHOU (2014). Estimation of Time-invariant Effects in Static Panel Data Models. CESifo Working Paper Series 4983, CESifo Group Munich.
- [90] PITTS, E. AND M. LAGNEVIK, M. (1998). What Determines Food Industry Competitiveness? in Traill, W.B., Pitts, E. (eds), *Competitiveness in the Food Industry*, (pp. 1-34), London: Blackie Academic & Professional.
- [91] PLÜMPER, T. AND V.E. TROEGER (2007). Efficient Estimation of Time-Invariant and Rarely Changing variables in Finite Sample Panel Analyses with Unit Fixed Effects. *Political Analysis*, **15**, 124-139.
- [92] PLÜMPER, T. AND V.E. TROEGER (2011). Fixed-Effects Vector Decomposition: Properties, Reliability, and Instruments. *Political Analysis*, **19**, 147-164.
- [93] PORTER, M.E. (1990). *The Competitive Advantage of Nations*. New York: Free Press.
- [94] RAMIREZ M.A. AND C.A. WOLF (2008). Source Differentiated Mexican Dairy Import Demand. *International Food and Agribusiness Management Review*, **11**(1), 35-50.
- [95] REIS P. AND F.A. WOLLAK (2008) Structural Econometric Modeling: Rationales and Examples from Industrial Organization, in J.J. Heckman & E.E. Leamer (ed.) *Handbook of Econometrics*, **6** (6a): Elsevier.
- [96] RESSEL A.B. AND N.C. SILVA (2008). Estudio de caso: SanCor Coop. Unidas Limitada. Reporte Técnico, Instituto de Estudios Cooperativos, FCE, Universidad Nacional de la Plata.
- [97] ROSSINI, G., DEPETRIS GUIGUET E. Y R. VILLANUEVA (2008). Estimación de Elasticidades de Diferentes Productos Lácteos en las Provincias de Santa Fe y Entre Ríos. *Revista de Economía y Estadística*, **46**(1), 31-44.
- [98] ROSSINI, G., VICENTIN MASARO J., GARCÍA ARANCIBIA R. Y M. CORONEL (2013). Transmisiones de Precios en el Sector Lácteo: Un Análisis del Comportamiento de los Precios de Exportación y el Recibido por los Productores.. *Revista FAVE. Ciencias Agrarias*, **12**, 1-11.

- [99] SAITO, M. (2004). Armington Elasticities in Intermediate Inputs Trade: A Problem in Using Multilateral Trade Data. IMF Working Paper No. 04/22, International Monetary Fund.
- [100] SANCHEZ-ROBLES, B., BENGUA, M, AND SCHACHMUROVE, YOCHANAN (2015). Latin America's FDI Patterns: A Panel Data Gravity Model to Assess the Role of Regional Integration Agreements. 21 International Panel Data Conference, Central European University, June 29-30, Budapest.
- [101] SOREGAROLI C. AND A. TRÉVISIOL (2005). Demand for Dairy Products in the European Union. 89th Seminar of the European Association of Agricultural Economists, February 3-5, Parma, Italy.
- [102] SUSANTO D. , ROSSON C. P. AND S. HENNEBERRY (2008). The Structure of U.S. Red Meat and Livestock Imports. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Dallas, Texas, February 2-5.
- [103] SATYANARAYANA V., WILSON W. AND D.D. JOHNOSN (1999). Import Demand for Malt in Selected Countries: A linear Approximation of AIDS. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, **47**, 137-149.
- [104] SAUQUET, A. , LECOCQ, F., DELACOTE, P., CAURLA, S., BARKAOU A. AND S. GARCIA (2011). Estimating Armington Elasticities for Sawntwood and Application to the French Forest Sector Model. *Resource and Energy Economics*, **33**, 771-781.
- [105] SCOTT, L. AND T. VOLLRATH (1992). Global Competitive Advantages and Overall Bilateral Complementarity in Agriculture. USDA, ERS, Statistical Bulletin No. 850. Washington.
- [106] SEALE JR., J.L., SPARKS, A.M. AND B.M. BUXTON (1992). A Rotterdam Application to International Trade in Fresh Apples: A Differential Approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, **17** (1), 138-149.
- [107] SEALE JR., J.L., MARCHANT, M. AND A. BASSO (2003). Imports versus Domestic Production: A Demand System Analysis of U.S. Red Wine Market. *Review of Agricultural Economics*, **25** (1), 187-202.
- [108] SUN, C. (2015). *Empirical Research in Economics: Growing up with R*. Starkville, Mississippi: Pine Square.
- [109] SUZUKI, N. AND H.M. KAISER (2006). New Empirical Industrial Organization Theories and Their Application to Food System Analyses. In H.M.

- Kaiser and N. Suzuki (Eds.), *New Empirical Industrial Organization and the Food System* (pp. 3-64), New York: Peter Lang Publishing.
- [110] TAN, S.W. (2012). Structural Estimation of a Flexible Translog Gravity Model. Working Papers Series No. 1164, Department of Economics, University of Melbourne.
- [111] VAN BERGEIJK, P.A. AND S. BRAKMAN (2010). *The Gravity Model in International Trade*. New York: Cambridge University Press.
- [112] VERBEEK, M. (2008). *A Guide to Modern Econometrics*. 3rd Ed., London: Wiley & Sons Ltd.
- [113] VICENTIN MASARO J., DEPETRIS E., GARCÍA ARANCIBIA R., G. ROSINI (2013). Retrasos en la Transmisión de Precios de Exportación entre los Principales Productos Santafesinos: Leche en Polvo Entera y Quesos. *Ciencias Económicas*, **2**, 11-21.
- [114] WAN, Y., SUN C. AND D.L. GREBNER (2010). Analisis of Import Demand for Wooden Beds in the U.S. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, **424**, 643–658.
- [115] WASHINGTON A. AND R. KLIMER(2002). The Production Theory Approach to Import Demand Analysis: A Comparison of Rotterdam Model and the Differential Production Approach. *Journal of Agricultural and Applied Economics* **34**(3), 431-443.
- [116] WINKELMANN M., PITTS E AND A. MATTHEWS (1995). Revealed Comparative Advantage in the European Food Industry. Discussion Paper Series No 6. The National Food Centre, Dublin.
- [117] WOOLDRIDGE, J.M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Ed., Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- [118] WONG, K.N. (2008). Disaggregated Export Demand of Malaysia: Evidence from Electronics Industry. *Economics Bulletin*, **6**(4), 1–14.
- [119] YANG, S-R. AND W. W KOO (1993). A Generalized Armington Trade Model: Respecification. *Agricultural Economics*, **9**, 347–356.
- [120] YANG, S-R. AND W. W KOO (1994). Japanese Meat Import Demand Estimation with the Source Differentiated AIDS Model. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, **19**(2), 347–356.

-
- [121] YILMAZKUDAY, H. (2015). Importer-specific Elasticities of Demand: Evidence from U.S. Exports. *International Review of Economics and Finance*, **35**, 228–234.
- [122] ZELLNER, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression Equations and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, **57**, 348–368.
- [123] ZENG, Z., L. SAGHAIAN, S. AND M. REED (2012). Factors Affecting the Export Demand for U.S. Pistachios. *International Food and Agribusiness Management Review*, **15**(3), 139–154.

Apéndice A

Tablas Auxiliares

Tabla A.1: Test de Raíces Unitarias. Precio de Exportación y Precio al Productor

Productor - p_l^p				
Nivel			Diferencia	
	Constante	Tendencia y Constante	Constante	Tendencia y Constante
DFA	-1,227 (-2,887)	-3,13 (-3,44)	-4,66** (-2,88)	-4,66** (-3,44)
PP	-1,007 (-2,887)	-2,36 (-3,44)	-6,59** (-2,88)	-6,57** (-3,44)
Mix de Productos Exportados - p_{mix}^x				
Nivel			Diferencia	
	Constante	Tendencia y Constante	Constante	Tendencia y Constante
DFA	-1,10 (-2,88)	-2,87 (-3,44)	-5,72 (-2,88)	-5,71 (-3,44)
PP	-1,15 (-2,88)	-2,27 (-3,44)	-10,91 (-2,88)	-10,88 (-3,44)

Nota: Valores críticos a un nivel del 5 % entre paréntesis. Para el test se usan dos rezagos en cada precio.

Tabla A.2: Resultados de los Modelos de Cointegración entre Precios

	Engle & Granger	TAR	M-TAR	TAR Consistente
MIX DE LACTEOS EXPORTADOS				
ρ_1	-0.1711 (-3.67)	-0.2240 (-3.29)	-0.1847 (3.22)	-0.1486 (-3.24)
ρ_2	-	-0.1424 (-0.55)	-0.0896 (-0.089)	-0.3867 (-3.14)
γ_1	0.1753 (2.15)	0.1803 (2.23)	0.1471 (1.81)	0.1958 (-2.42)
γ_2	-0.1753 (-0,24)	-	-	-
AIC	-344.31	-348.49	-346.38	-351.0162
F	-	8.35	7.20	9.73
$\rho_1 = \rho_2$	-	0.89 (0.34)	0.95 (0.33)	3.39 (0.06)

Nota: Valores críticos a un nivel del 5 % entre paréntesis. Fuente: Rossini et al. (2013)

Tabla A.3: Resumen Estadístico. Mercado de LPE Importada. Argelia

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
Argentina	w_j	0.175	0.104	0.003	0.355
	p_j	3.092	1.069	1.510	4.952
	p_j/P	1.063	0.216	0.649	1.289
Australia	w_j	0.006	0.005	0.001	0.016
	p_j	3.232	1.193	1.668	4.944
	p_j/P	1.065	0.321	0.632	1.855
Bélgica	w_j	0.098	0.045	0.028	0.166
	p_j	3.050	1.152	1.683	4.989
	p_j/P	1.049	0.263	0.621	1.588
Brasil	w_j	0.021	0.019	0.000	0.051
	p_j	3.127	1.261	1.760	5.155
	p_j/P	1.054	0.312	0.578	1.506
Canada	w_j	0.007	0.008	0.000	0.022
	p_j	2.546	0.624	1.871	3.731
	p_j/P	1.011	0.232	0.709	1.412
Chile	w_j	0.005	0.005	0.000	0.011
	p_j	3.501	0.834	2.706	4.553
	p_j/P	0.918	0.245	0.551	1.056
Rep.Checa	w_j	0.005	0.004	0.001	0.016
	p_j	2.266	0.749	1.795	4.191
	p_j/P	0.863	0.194	0.470	1.091
Dinamarca	w_j	0.006	0.008	0.000	0.021
	p_j	3.022	1.120	1.854	4.961
	p_j/P	1.041	0.248	0.555	1.393
Estonia	w_j	0.003	0.001	0.001	0.004
	p_j	1.965	0.301	1.603	2.273
	p_j/P	0.908	0.173	0.649	1.098
Francia	w_j	0.309	0.217	0.089	0.703
	p_j	3.464	1.117	2.137	5.399
	p_j/P	1.190	0.241	0.701	1.645
Georgia	w_j	0.002	0.002	0.000	0.005
	p_j	2.471	0.791	1.490	3.650
	p_j/P	0.852	0.231	0.503	1.145
Alemania	w_j	0.014	0.012	0.001	0.041
	p_j	3.048	1.150	1.656	4.976
	p_j/P	1.051	0.278	0.542	1.613
India	w_j	0.003	0.005	0.000	0.013
	p_j	2.574	0.997	1.683	4.171
	p_j/P	0.893	0.125	0.682	1.086
Indonesia	w_j	0.007	0.007	0.001	0.019
	p_j	3.145	1.286	1.739	4.595
	p_j/P	1.021	0.172	0.704	1.268

Continúa en la siguiente página

Tabla A.3 – Continúa desde la página previa

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
Irlanda	w_j	0.046	0.018	0.010	0.079
	p_j	3.060	1.034	1.808	4.750
	p_j/P	1.055	0.234	0.592	1.455
Malasia	w_j	0.016	0.016	0.001	0.045
	p_j	5.483	1.134	4.284	7.488
	p_j/P	1.571	0.651	0.985	2.833
Holanda	w_j	0.022	0.020	0.000	0.057
	p_j	3.116	1.101	1.650	4.847
	p_j/P	1.084	0.319	0.527	1.834
Nueva Zelanda	w_j	0.201	0.121	0.023	0.391
	p_j	2.814	0.995	1.504	4.733
	p_j/P	0.965	0.219	0.531	1.303
Polonia	w_j	0.029	0.019	0.005	0.062
	p_j	2.728	0.854	1.467	4.387
	p_j/P	0.923	0.202	0.476	1.210
Fed. Rusa	w_j	0.004	0.006	0.000	0.019
	p_j	2.516	1.089	1.438	4.527
	p_j/P	1.043	0.381	0.617	1.713
Singapur	w_j	0.000	0.000	0.000	0.001
	p_j	3.120	0.851	2.263	4.184
	p_j/P	0.869	0.214	0.507	1.173
España	w_j	0.002	0.003	0.000	0.006
	p_j	3.214	2.783	1.519	8.849
	p_j/P	1.427	1.093	0.615	3.348
Suecia	w_j	0.002	0.002	0.000	0.005
	p_j	2.877	1.186	1.627	4.698
	p_j/P	0.988	0.256	0.597	1.223
Suiza	w_j	0.007	0.007	0.001	0.025
	p_j	3.010	1.127	1.952	5.735
	p_j/P	1.072	0.294	0.572	1.458
EEUU	w_j	0.005	0.009	0.000	0.020
	p_j	2.150	0.287	1.855	2.612
	p_j/P	0.910	0.256	0.688	1.262
Ucrania	w_j	0.021	0.023	0.000	0.064
	p_j	2.821	1.020	1.526	4.317
	p_j/P	0.926	0.285	0.486	1.593
Reino Unido	w_j	0.028	0.022	0.007	0.080
	p_j	3.133	1.036	1.761	4.930
	p_j/P	1.075	0.235	0.546	1.354
Uruguay	w_j	0.012	0.014	0.000	0.047
	p_j	3.198	0.975	1.889	4.676
	p_j/P	1.013	0.260	0.515	1.506

Fuente: Elaboración propia en base a COMTRADE(2015).

Tabla A.4: Resumen Estadístico. Mercado de LPE Importada. Senegal

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
Argentina	w_j	0.165	0.074	0.009	0.251
	p_j	2.730	1.046	1.624	4.475
	p_j/P	1.042	0.225	0.539	1.342
Australia	w_j	0.019	0.013	0.002	0.045
	p_j	3.327	1.191	1.701	4.632
	p_j/P	1.246	0.378	0.773	1.868
Belgica	w_j	0.040	0.026	0.007	0.090
	p_j	2.900	1.150	1.500	4.543
	p_j/P	1.107	0.307	0.592	1.788
Brasil	w_j	0.062	0.067	0.002	0.213
	p_j	3.161	0.948	1.961	4.592
	p_j/P	1.077	0.285	0.567	1.604
China	w_j	0.004	0.006	0.000	0.014
	p_j	3.239	1.178	1.700	5.146
	p_j/P	1.206	0.511	0.733	2.295
Dinamarca	w_j	0.008	0.006	0.001	0.019
	p_j	2.792	1.124	1.618	5.386
	p_j/P	1.069	0.256	0.611	1.439
Francia	w_j	0.354	0.159	0.154	0.573
	p_j	3.040	1.094	1.817	4.721
	p_j/P	1.170	0.276	0.599	1.736
Alemania	w_j	0.010	0.011	0.000	0.042
	p_j	2.767	1.298	1.360	4.876
	p_j/P	1.033	0.396	0.569	1.979
Irlanda	w_j	0.110	0.033	0.066	0.172
	p_j	2.850	1.075	1.639	4.671
	p_j/P	1.096	0.256	0.551	1.571
Malasia	w_j	0.006	0.005	0.001	0.012
	p_j	3.832	0.809	3.006	5.080
	p_j/P	1.060	0.304	0.714	1.408
Holanda	w_j	0.056	0.029	0.016	0.106
	p_j	2.971	1.181	1.582	5.070
	p_j/P	1.126	0.293	0.575	1.810
Nueva Zelanda	w_j	0.109	0.116	0.004	0.351
	p_j	2.569	1.023	1.239	4.664
	p_j/P	0.973	0.236	0.545	1.316
Polonia	w_j	0.006	0.007	0.000	0.022
	p_j	2.516	1.338	1.033	5.610
	p_j/P	0.939	0.353	0.290	1.493
Singapur	w_j	0.032	0.026	0.006	0.059
	p_j	3.180	0.569	2.397	3.822
	p_j/P	0.917	0.287	0.519	1.172

Continúa en la siguiente página

Tabla A.4 – Continúa desde la página previa

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
España	w_j	0.004	0.007	0.000	0.018
	p_j	3.006	2.609	1.362	8.807
	p_j/P	1.500	1.110	0.648	3.682
Suiza	w_j	0.002	0.003	0.000	0.007
	p_j	1.996	1.726	0.572	6.210
	p_j/P	0.846	1.072	0.124	3.599
Emiratos Árabes Un.	w_j	0.001	0.002	0.000	0.004
	p_j	4.410	1.734	2.991	7.418
	p_j/P	1.383	0.437	0.978	2.085
Reino Unido	w_j	0.055	0.033	0.017	0.124
	p_j	2.941	1.068	1.678	4.781
	p_j/P	1.133	0.279	0.635	1.781
Uruguay	w_j	0.036	0.025	0.005	0.088
	p_j	2.838	1.205	1.256	4.697
	p_j/P	1.036	0.352	0.507	1.797

Fuente: Elaboración propia en base a COMTRADE(2015).

Tabla A.5: Resumen Estadístico. Mercado de LPE Importada. Venezuela

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
Argentina	w_j	0.204	0.154	0.019	0.457
	p_j	2.845	1.026	1.598	4.615
	p_j/P	1.065	0.230	0.743	1.541
Belgica	w_j	0.040	0.033	0.002	0.100
	p_j	2.598	0.907	1.822	4.800
	p_j/P	1.027	0.297	0.662	1.828
Brasil	w_j	0.070	0.123	0.000	0.304
	p_j	3.875	1.187	2.000	5.300
	p_j/P	1.300	0.269	0.965	1.652
Chile	w_j	0.024	0.018	0.000	0.068
	p_j	2.953	0.920	1.721	4.500
	p_j/P	1.104	0.267	0.638	1.659
Colombia	w_j	0.133	0.114	0.000	0.367
	p_j	3.022	1.295	0.945	5.473
	p_j/P	1.231	0.438	0.259	2.084
Dinamarca	w_j	0.055	0.058	0.001	0.207
	p_j	2.385	0.768	1.602	4.057
	p_j/P	0.990	0.288	0.554	1.545
Ecuador	w_j	0.006	0.005	0.001	0.014
	p_j	3.475	1.297	2.284	5.520
	p_j/P	1.510	0.274	1.228	1.843

Continúa en la siguiente página

Tabla A.5 – Continúa desde la página previa

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
Francia	w_j	0.008	0.006	0.001	0.016
	p_j	2.473	1.155	1.394	3.746
	p_j/P	0.800	0.096	0.693	0.903
Alemania	w_j	0.012	0.011	0.000	0.030
	p_j	3.256	1.501	1.651	5.940
	p_j/P	1.300	0.352	0.791	1.954
Irlanda	w_j	0.044	0.029	0.016	0.102
	p_j	3.040	1.321	1.743	4.894
	p_j/P	1.178	0.360	0.830	1.955
Ant. Holand.	w_j	0.004	0.004	0.001	0.011
	p_j	2.292	0.292	2.000	2.883
	p_j/P	1.056	0.333	0.554	1.550
Holanda	w_j	0.038	0.036	0.002	0.104
	p_j	2.906	1.316	0.496	4.874
	p_j/P	1.121	0.366	0.238	1.739
Nueva Zelanda	w_j	0.385	0.124	0.242	0.701
	p_j	2.627	0.949	1.631	4.051
	p_j/P	0.985	0.231	0.726	1.543
Portugal	w_j	0.002	0.002	0.000	0.004
	p_j	2.247	1.710	0.691	5.039
	p_j/P	0.851	0.653	0.159	1.919
España	w_j	0.0003	0.001	0.000	0.001
	p_j	7.135	6.363	1.783	19.620
	p_j/P	2.950	1.902	0.889	6.116
Suiza	w_j	0.001	0.001	0.000	0.002
	p_j	2.708	0.877	2.150	4.250
	p_j/P	1.219	0.216	0.976	1.496
Estados Unidos	w_j	0.006	0.008	0.000	0.023
	p_j	2.955	1.504	0.538	6.400
	p_j/P	1.098	0.419	0.258	1.852
Reino Unido	w_j	0.026	0.028	0.002	0.079
	p_j	2.540	1.013	1.803	5.084
	p_j/P	1.061	0.359	0.554	1.936
Uruguay	w_j	0.043	0.032	0.004	0.102
	p_j	3.008	1.235	1.740	5.441
	p_j/P	1.120	0.271	0.728	1.625

Fuente: Elaboración propia en base a COMTRADE(2015).

Tabla A.6: Resumen Estadístico. Mercado de Quesos Importados.
Rusia

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
Argentina	w_j	0.022	0.015	0.002	0.050
	p_j	2.879	1.005	1.754	4.697
	p_j/P	0.930	0.143	0.652	1.254
Armenia	w_j	0.002	0.001	0.000	0.005
	p_j	2.296	0.884	1.148	3.943
	p_j/P	0.733	0.130	0.501	0.939
Australia	w_j	0.002	0.002	0.000	0.010
	p_j	3.018	1.212	1.655	5.427
	p_j/P	0.978	0.099	0.797	1.151
Austria	w_j	0.007	0.003	0.003	0.014
	p_j	3.657	1.497	1.486	6.286
	p_j/P	1.212	0.226	0.798	1.700
Belgica	w_j	0.001	0.001	0.000	0.003
	p_j	3.760	1.964	1.321	9.754
	p_j/P	1.439	1.458	0.689	6.436
Bulgaria	w_j	0.001	0.001	0.000	0.002
	p_j	2.703	1.434	0.842	4.989
	p_j/P	0.899	0.211	0.648	1.460
Rep. Checa	w_j	0.002	0.002	0.000	0.006
	p_j	3.297	1.745	1.077	5.660
	p_j/P	1.000	0.246	0.578	1.544
Dinamarca	w_j	0.017	0.014	0.003	0.052
	p_j	3.179	1.269	1.179	4.896
	p_j/P	1.074	0.235	0.633	1.571
Estonia	w_j	0.012	0.009	0.001	0.022
	p_j	3.294	1.422	1.372	5.772
	p_j/P	1.102	0.258	0.761	1.575
Finlandia	w_j	0.102	0.027	0.056	0.176
	p_j	3.520	1.054	1.317	5.121
	p_j/P	1.253	0.368	0.707	1.788
Francia	w_j	0.037	0.010	0.016	0.057
	p_j	4.700	1.120	3.022	6.060
	p_j/P	1.650	0.370	1.162	2.510
Alemania	w_j	0.226	0.061	0.117	0.320
	p_j	2.886	1.181	1.313	4.817
	p_j/P	0.972	0.119	0.705	1.148
Grecia	w_j	0.0003	0.0002	0.0000	0.001
	p_j	4.180	2.005	1.773	6.924
	p_j/P	1.266	0.281	0.736	1.676
Hungria	w_j	0.001	0.001	0.000	0.003
	p_j	3.942	2.255	1.285	6.734
	p_j/P	1.215	0.474	0.628	2.225

Continúa en la siguiente página

Tabla A.6 – Continúa desde la página previa

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
Irlanda	w_j	0.001	0.001	0.000	0.004
	p_j	4.873	1.316	2.085	7.029
	p_j/P	1.816	0.524	1.002	2.764
Italia	w_j	0.014	0.011	0.004	0.039
	p_j	4.396	1.169	2.962	6.343
	p_j/P	1.528	0.304	1.112	2.107
Kazajistán	w_j	0.003	0.002	0.001	0.008
	p_j	1.547	0.990	0.486	3.064
	p_j/P	0.529	0.215	0.254	0.974
Kirguistán	w_j	0.001	0.001	0.000	0.002
	p_j	1.597	0.613	0.636	2.420
	p_j/P	0.735	0.325	0.316	1.263
Letonia	w_j	0.006	0.005	0.000	0.013
	p_j	2.799	1.107	1.205	4.363
	p_j/P	0.962	0.167	0.647	1.257
Lituania	w_j	0.084	0.037	0.026	0.132
	p_j	2.785	1.290	1.211	4.780
	p_j/P	0.910	0.143	0.650	1.184
Holanda	w_j	0.068	0.040	0.009	0.171
	p_j	3.022	1.414	1.141	5.128
	p_j/P	1.000	0.144	0.613	1.184
Nueva Zelanda	w_j	0.035	0.071	0.003	0.281
	p_j	2.809	0.909	1.516	4.361
	p_j/P	0.962	0.109	0.726	1.125
Noruega	w_j	0.001	0.001	0.000	0.003
	p_j	4.438	2.153	0.993	6.802
	p_j/P	1.276	0.447	0.518	2.131
Polonia	w_j	0.055	0.043	0.019	0.176
	p_j	2.841	1.475	1.167	4.899
	p_j/P	0.923	0.184	0.626	1.213
Rep. De Moldavia	w_j	0.001	0.001	0.000	0.003
	p_j	4.039	2.358	1.717	9.400
	p_j/P	1.408	0.427	1.117	2.564
España	w_j	0.001	0.002	0.000	0.005
	p_j	5.548	4.194	0.984	10.976
	p_j/P	1.689	0.675	0.661	2.782
Suecia	w_j	0.006	0.005	0.001	0.018
	p_j	3.139	1.611	1.192	5.317
	p_j/P	1.042	0.222	0.696	1.451
Suiza	w_j	0.001	0.001	0.000	0.004
	p_j	5.156	3.391	1.221	11.572
	p_j/P	1.554	0.492	0.656	2.440
EEUU	w_j	0.001	0.002	0.000	0.007
	p_j	3.191	1.447	1.922	7.792

Continúa en la siguiente página

Tabla A.6 – Continúa desde la página previa

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
	p_j/P	1.211	0.413	0.660	2.015
Ucrania	w_j	0.292	0.085	0.191	0.475
	p_j	3.598	1.717	1.682	6.297
	p_j/P	1.195	0.210	0.877	1.618
Reino Unido	w_j	0.002	0.003	0.000	0.007
	p_j	5.420	1.378	3.121	7.754
	p_j/P	1.880	1.012	1.013	4.163
Uruguay	w_j	0.004	0.004	0.000	0.011
	p_j	2.770	1.001	1.600	4.913
	p_j/P	0.897	0.147	0.683	1.101

Fuente: Elaboración propia en base a COMTRADE(2015).

Tabla A.7: Resumen Estadístico. Mercado de Quesos Importados. México

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
Argentina	w_j	0.034	0.030	0.003	0.103
	p_j	3.109	1.695	0.176	5.474
	p_j/P	1.170	0.624	0.485	2.839
Australia	w_j	0.022	0.023	0.000	0.064
	p_j	3.010	1.400	0.664	5.526
	p_j/P	1.343	0.729	0.747	3.115
Austria	w_j	0.002	0.001	0.000	0.004
	p_j	4.951	1.264	2.981	6.333
	p_j/P	1.539	0.633	1.138	3.387
Belgica	w_j	0.007	0.009	0.000	0.024
	p_j	2.679	0.491	2.083	3.427
	p_j/P	1.615	1.293	0.823	3.902
Canada	w_j	0.040	0.040	0.000	0.121
	p_j	2.885	0.599	1.448	3.311
	p_j/P	1.648	1.162	0.700	4.212
Chile	w_j	0.099	0.060	0.017	0.202
	p_j	3.459	0.990	2.231	4.994
	p_j/P	1.379	1.002	0.642	4.587
Dinamarca	w_j	0.006	0.002	0.004	0.010
	p_j	6.224	2.833	0.772	9.956
	p_j/P	2.454	1.599	0.588	6.769
Francia	w_j	0.006	0.004	0.003	0.016
	p_j	8.259	3.918	1.280	13.315
	p_j/P	3.167	2.296	0.506	10.198
Alemania	w_j	0.029	0.031	0.001	0.099
	p_j	3.688	1.803	1.100	7.369

Continúa en la siguiente página

Tabla A.7 – *Continúa desde la página previa*

Exportador	Variable	Media	Desvío E.	Min	Max
	p_j/P	1.363	0.724	0.738	3.310
Italia	w_j	0.005	0.002	0.002	0.009
	p_j	9.358	3.716	0.564	14.652
	p_j/P	3.976	3.312	1.509	14.619
Holanda	w_j	0.084	0.027	0.052	0.151
	p_j	3.781	1.485	0.115	5.941
	p_j/P	1.562	1.071	0.740	4.699
Nueva Zelanda	w_j	0.095	0.052	0.021	0.185
	p_j	2.730	1.124	0.357	4.780
	p_j/P	1.098	0.718	0.561	3.220
España	w_j	0.006	0.001	0.004	0.008
	p_j	8.700	3.599	1.235	12.330
	p_j/P	3.497	2.377	0.488	10.103
Suiza	w_j	0.003	0.002	0.000	0.007
	p_j	8.504	4.315	2.279	14.938
	p_j/P	3.166	1.910	0.901	8.231
EEUU	w_j	0.495	0.150	0.261	0.763
	p_j	3.380	1.215	0.559	4.681
	p_j/P	1.397	1.055	0.221	4.457
Uruguay	w_j	0.093	0.021	0.060	0.138
	p_j	3.407	1.204	1.723	5.273
	p_j/P	1.364	1.022	0.659	4.605

Fuente: Elaboración propia en base a COMTRADE(2015).